



Università
Ca' Foscari
Venezia

Corso di Laurea magistrale (*ordinamento ex
D.M. 270/2004*)
in Economia degli Scambi Internazionali

Tesi di Laurea

—
Ca' Foscari
Dorsoduro 3246
30123 Venezia

Il commercio estero degli USA:
un modello econometrico per lo studio del
volume delle esportazioni nel periodo 1986-2011

Relatore

Ch. Prof. Claudio Pizzi

Laureando

Andrea Baggio
Matricola 825694

Anno Accademico

2011 / 2012

INDICE

I.	Introduzione	2
	1. La situazione dei flussi commerciali americani	4
	2. La situazione dei maggiori partner americani	9
II.	Background teorico	13
	1. I modelli classici	17
	2. <i>The imperfect substitution model</i>	18
	3. <i>The perfect substitution model</i>	22
	4. I contributi più recenti	25
III.	Il modello considerato	43
	1. Il modello macroeconomico	44
	2. Le variabili considerate	49
	3. I dati utilizzati	50
IV.	La metodologia statistica	52
	1. L'approccio classico delle serie storiche	52
	2. Previsione dei valori futuri in una serie storica	57
	3. Il problema della non stazionarietà delle serie	61
	4. Il modello ECM	71
V.	Analisi empirica	76
	1. La destagionalizzazione dei dati	76
	2. Previsione I - 2012 della variabile deflatore GDP tedesco	77
	3. Test radici unitarie e cointegrazione delle serie	83
	4. Stima del modello tramite metodologia <i>Engle-Granger</i>	92
VI.	Conclusioni	97

I. Introduzione

Il recente sviluppo del commercio internazionale e le nuove organizzazioni sovranazionali sorte per la cooperazione tra i vari stati, sono il risultato del profondo cambiamento in atto nel mondo moderno, dal secondo dopoguerra ad oggi. Durante gli ultimi 50 anni si è registrata un'impressionante crescita economica, caratterizzata da diverse fasi di avanzamento, nelle quali i paesi maggiormente sviluppati si sono indirizzati verso i nuovi mercati che si stavano sviluppando con l'obiettivo di ampliare le proprie politiche commerciali cercando nuove opportunità. La conseguenza di questo fenomeno è stata l'ampliamento dei volumi di esportazioni e importazioni, a livello mondiale.

La globalizzazione che caratterizza la nostra epoca, ha reso di fondamentale importanza per ogni paese le relazioni che esso intrattiene con i suoi partner commerciali e conseguentemente a ciò, cercare di stimare le equazioni di import ed export è diventato uno degli scopi fondamentali di studiosi ed esperti macroeconomici.

Questo crescente interesse per la stima di tali flussi commerciali, che avviene attraverso studi teorici e analisi empiriche, ha trovato un forte sostegno nelle numerose banche dati, che sono sorte e che continuano a sorgere grazie all'incredibile sviluppo tecnologico. Tali valori osservati sono registrati con un livello di disaggregazione temporale e merceologica talvolta così dettagliato da rendere possibile nuove e sempre più precise stime di esportazioni e importazioni. Per quanto riguarda questa numerosa varietà di dati, a mio avviso è importante riferire che per quanto riguarda il nostro paese, l'Italia, essa si ferma a un livello macroeconomico, non sono disponibili dati completi per quanto riguarda il livello di singola impresa. Inoltre anche per il livello macroeconomico, la disaggregazione temporale dei dati relativi alla situazione italiana non è stata sufficiente per l'analisi empirica proposta in questo testo, per questo motivo si è stato necessario prendere in considerazione la situazione

Americana, per la quale sono presenti i dati trimestrali su esportazioni di beni e servizi, e su i principali indicatori macroeconomici.

Ponendo la nostra attenzione sulle esportazioni, le tecniche di stima di tale flusso, stanno attraversando una fase di sviluppo storica. Mentre in passato i modelli tradizionali di commercio tendevano a identificare e a concentrarsi solamente su due caratteristiche fondamentali di tale flusso commerciale, competitività di prezzo e domanda estera¹, oggi la situazione ha subito una notevole svolta. L'evidenza empirica, nuovi studi e appunto una sempre più completa disponibilità di dati suggeriscono che queste due singole caratteristiche non spiegano in modo esaustivo tale fenomeno: altre variabili influenzano in modo significativo l'equazione del volume delle esportazioni.

Ecco quindi che la vera domanda da porsi sarà: è possibile stimare il volume di export tramite l'analisi delle due variabili competitività di prezzo e domanda estera? O altresì è necessario introdurre altre variabili indipendenti in grado di migliorare i risultati ottenuti? Se consideriamo le singole equazioni che descrivono il volume degli export per ogni singolo partner commerciale, quali possono esserne le differenze?

Citando in precedenza il fenomeno della globalizzazione, si deve sottolineare che essa non si ferma solo ad un livello di flussi commerciali, ma coinvolge anche flussi di lavoratori, tecnologie e capitali. Questi ultimi in particolare, sono caratterizzati da forti andamenti crescenti nel tempo che hanno determinato una sempre maggiore importanza. Oggi si può osservare come le politiche nazionali cerchino sempre più di favorire l'ingresso d'investitori esteri nel proprio territorio, per favorire le imprese locali.

La creazione di aree di libero scambio di merci, capitali e persone, come ad es. l'UE e la ratifica di sempre più di trattati bilaterali e multilaterali sono

¹ Per una completa rassegna teorica sulle teorie classiche riguardanti le equazioni di importazioni, esportazioni, prezzi relativi, vedi Goldstein e Khan (1985). Secondo gli Autori l'equazione che descrive il volume di esportazioni di un paese viene influenzata da fattori chiamati "*price competitiveness*" (la competitività di prezzo del paese esportatore rispetto ai paesi importatori e agli altri competitors) e "*foreign demand*" (domanda totale di beni, definita da Senjai e Montenegro (1998), come la quantità mondiale consumata di beni).

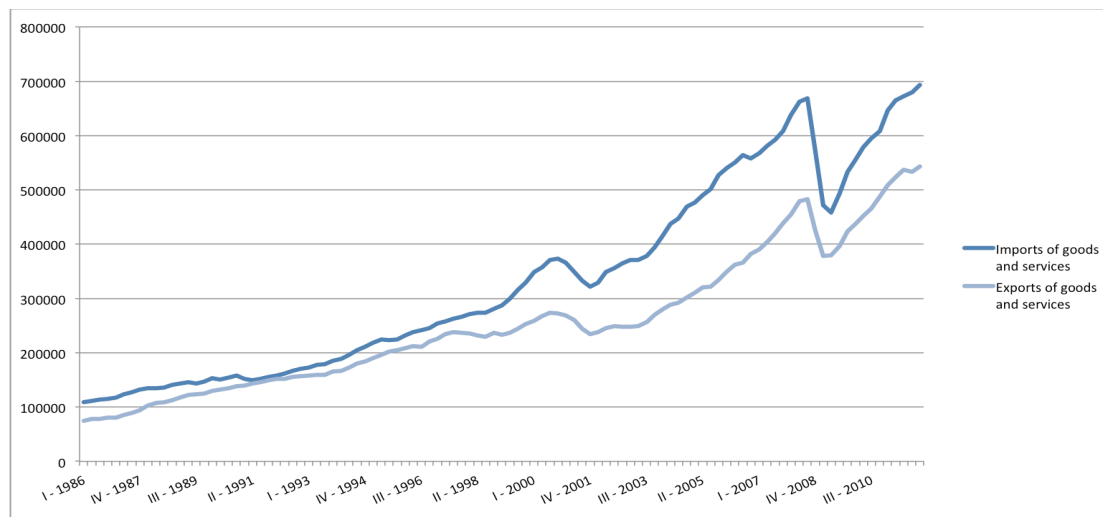
conseguenze del tentativo di rendere più agevoli tali flussi, ed in particolare le esportazioni, le quali hanno un importante ruolo nel processo di crescita, soprattutto per quanto riguarda i paesi in via di sviluppo che hanno una limitata capacità di accesso ai mercati finanziari internazionali. Esse, infatti, generano i finanziamenti necessari per finanziare le importazioni di energia e di investimenti in beni: due elementi fondamentali per la formazione del capitale. Le esportazioni, inoltre, giocano un ruolo cruciale anche per i paesi industrializzati. Infatti con il rallentamento della loro crescita economica registrato a partire dal 2008, i governi hanno cercato di mettere in atto politiche in grado di aumentare la propria domanda nazionale al fine di accelerare e dare un impulso significativo alla crescita. Queste politiche sono caratterizzate da interventi sulla spesa pubblica, da importazioni, esportazioni e dagli investimenti privati. Nel tentativo di far aumentare la domanda interna e ottenere uno sviluppo positivo, gli stati possono agire aumentando la spesa pubblica, favorendo spesa e investimenti privati, diminuendo le importazioni e aumentando le esportazioni. Aumentando la spesa pubblica si contribuisce anche ad aumentare il debito pubblico, ecco perché può risultare necessario, al fine di registrare una crescita che segua un trend di medio- lungo termine, intervenire per incentivare le esportazioni e in caso diminuire le importazioni, in modo da non influire in modo diretto sul debito del paese. Da ciò, si può quindi capire gli interessi e l'importanza che derivano dallo studio delle variabili che condizionano le esportazioni.

1.1 La situazione dei flussi commerciali americani.

Dal secondo dopoguerra a oggi, con la normalizzazione della situazione economica e politica mondiale, si può osservare come il volume degli scambi internazionali sia aumentato in modo esponenziale. Se osserviamo ad esempio l'andamento del volume di importazioni ed esportazioni americane dal 1986 ad oggi, possiamo notare come il rapporto tra il valore registrato nel primo

trimestre 1986 e nel primo trimestre 2012 sia di circa 7 volte per le importazioni e 6 volte per le esportazioni. E' interessante notare, inoltre, come per l'economia americana, il valore delle esportazioni è sempre inferiore rispetto al valore delle importazioni, per il periodo considerato. Nel grafico in fig. 1, che rappresenta il volume delle importazioni e delle esportazioni americane dal 1986 ad oggi, è evidenziato l'effetto del periodo recessivo statunitense individuato dal NBERG (*National Bureau of Economic Research*) durante il periodo Dicembre 2007 – Giugno 2009, per effetto della “*crisi dei subprime*” scoppiata negli Stati Uniti nella seconda metà del 2006. L'andamento evidenziato in figura 1 rafforza la cresciuta importanza rivolta allo studio dei flussi commerciali internazionali, come strumento per la comprensione di un fenomeno in continuo aumento.

Fig.1: andamento del volume di esportazioni e di importazioni di beni e servizi statunitensi in tutto il mondo in Milioni di US\$

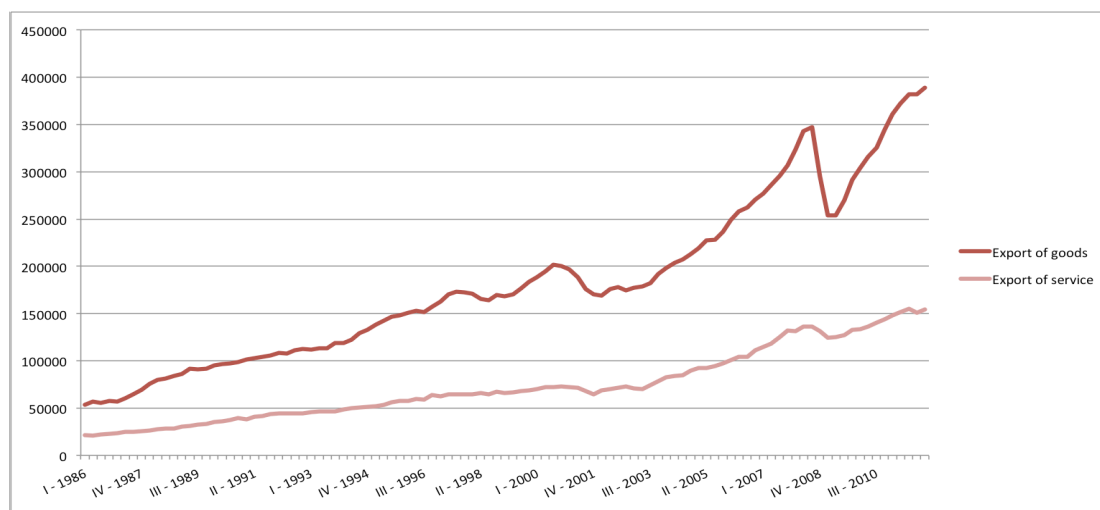


Fonte: database U.S. Bureau of Economic Analytics (BEA), 2012.

Nel grafico in fig. 2 che rappresenta le curve del volume delle esportazioni americane di beni ed il volume delle esportazioni di servizi, è possibile osservare come i valori registrati per le esportazioni di beni siano sempre superiori rispetto ai valori registrati per le esportazioni di servizi. Anche in questo caso è marcato in entrambe le curve l'effetto del periodo di recessione economica registrato per il periodo Dicembre 2007 – Giugno 2009. La curva delle

esportazioni di beni inoltre mostra una maggiore variabilità rispetto a quella delle esportazioni di servizi, che appare invece più regolare.

Fig.2: andamento del volume di esportazioni di beni e servizi statunitensi in tutto il mondo in Milioni di US\$

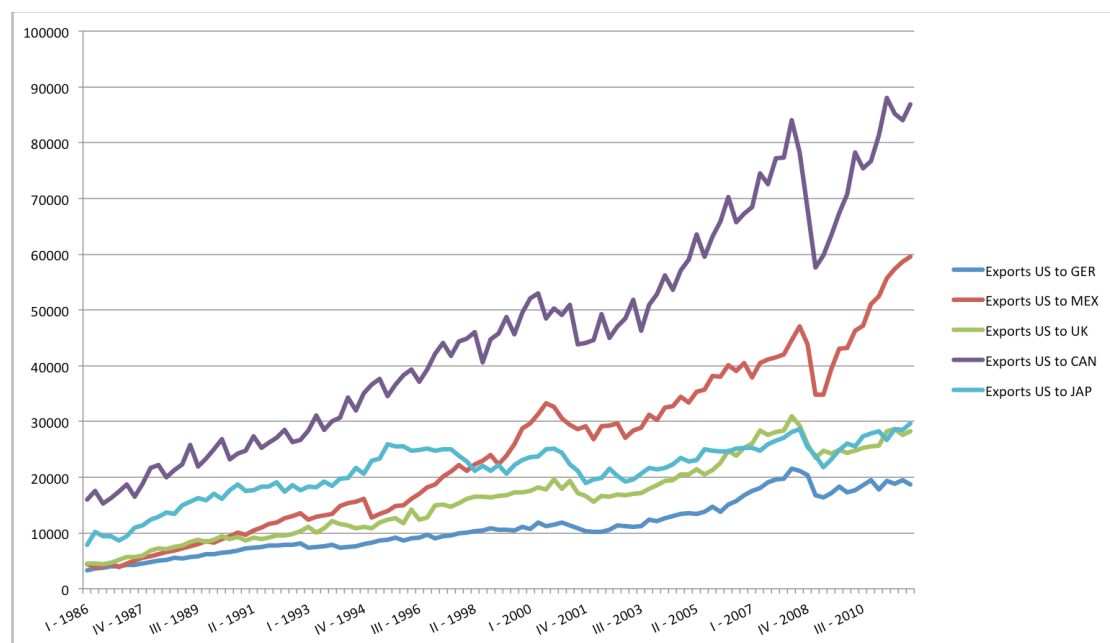


Fonte: database U.S. Bureau of Economic Analytics (BEA), 2012.

In fig. 3 sono riportati i valori delle esportazioni di beni e servizi statunitensi verso i maggiori partner commerciali americani: Messico, Canada, Giappone, Regno Unito e Germania. E' stato volutamente escluso dall'analisi di seguito riportata un altro partner commerciale molto importante per gli Stati Uniti: la Cina. La ragione di questa scelta è la mancanza di numerosi indicatori economici con disaggregazione temporale utili per la realizzazione dell'analisi. Osservando le curve che descrivono l'andamento delle esportazioni americane verso Germania, Messico, Giappone, Canada e Regno Unito, è possibile, anche in questo caso, notare l'effetto della crisi economica, che, se in un primo momento ha interessato solamente gli Stati Uniti, successivamente si è configurata come una crisi dell'intero sistema economico mondiale. La variabilità osservata nelle curve in figura 3 è da imputare ai valori disponibili sono nella versione *not seasonally adjusted*, successivamente destagionalizzati. L'andamento delle curve evidenzia un trend positivo, in linea con quello osservato per il valore totale delle esportazioni americane. Unica eccezione è rappresentata dal Giappone, il quale registra un andamento meno regolare durante il periodo 1992 - 2012 nel quale

non si osserva chiaramente alcun trend positivo, e la curva sembra oscillare attorno ad un valore medio. Il motivo di questo andamento discontinuo è imputabile alla crisi economica Giapponese, che ha visto un periodo di rallentamento di crisi economica dovuta alla eccessiva burocratizzazione, relazioni industriali troppo rigide, mercato interno ancora troppo debole e corruzione della classe politica (Bouissou, 2003). Oltre agli effetti della crisi Giapponese che ne ha condizionato l'economia fino al 2006, l'andamento della curva è influenzato anche dalla già citata crisi economica americana del 2007. Le serie relative alle esportazioni da Stati Uniti a Germania e da Stati Uniti a Messico sono state trimestralizzate, partendo da dati annuali, come approfondito nel capitolo 3 paragrafo 4.b.

Fig.3: andamento del volume di esportazioni di beni e servizi statunitensi verso i maggiori partner commerciali in Milioni di US\$

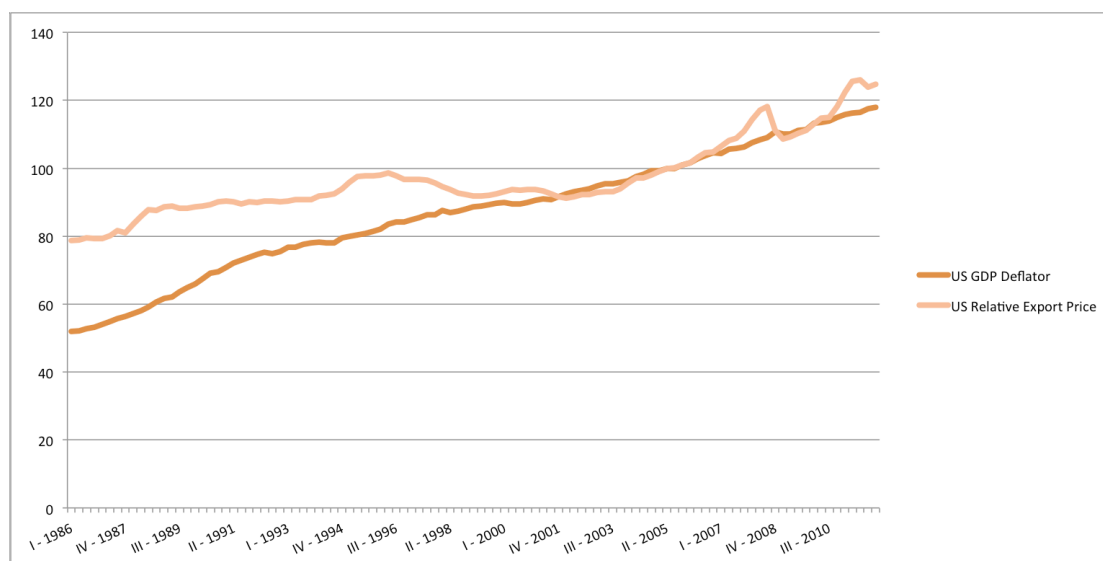


Fonte: database U.S. Bureau of Economic Analytics (BEA), 2012.

Per condurre l'analisi dell'equazione del volume delle esportazioni americane è stato necessario prendere in considerazione un indicatore di prezzo relativo alle esportazioni americane, e degli indicatori di prezzo relativo alle esportazioni rispetto ai maggiori partner americani. Per questo motivo sono stati identificati

due specifici indicatori, rispettivamente: il prezzo relativo alle esportazioni (RPX) americane, calcolato dalla divisione statistica del Fondo Monetario Internazionale come rapporto tra il valore ed il volume delle esportazioni americane rispetto a quelle mondiali, poi trasformato in numero indice, che rappresenta una buona approssimazione della competitività commerciale americana; ed un secondo rappresentato dal rapporto tra il deflatore del GDP americano e la stessa grandezza del paese partner considerato. Il deflatore del GDP, anch'esso calcolato in numero indice, misura il rapporto tra GDP reale (a prezzi correnti) rispetto a quello nominale (a prezzi costanti), di fatto evidenziando l'andamento dei prezzi reali per un paese nel tempo. L'indicatore calcolato come rapporto dei deflatori del GDP rappresenta una buona approssimazione di competitività di prezzo americana rispetto ai maggiori partner commerciali, anche se è necessario ricordare che il deflatore del GDP non tiene conto del potere d'acquisto dei consumatori dei diversi paesi. Per questo motivo il deflatore del GDP è in grado di rappresentare in modo meno diretto il fenomeno, ma viene utilizzato allo stesso modo all'interno dell'analisi come *proxy* per la sua disponibilità per tutti i paesi e per la disaggregazione temporale che altri indicatori invece non dispongono.

Fig.4: Andamento degli indici di prezzo americani espressi in numero indice (2005=100)



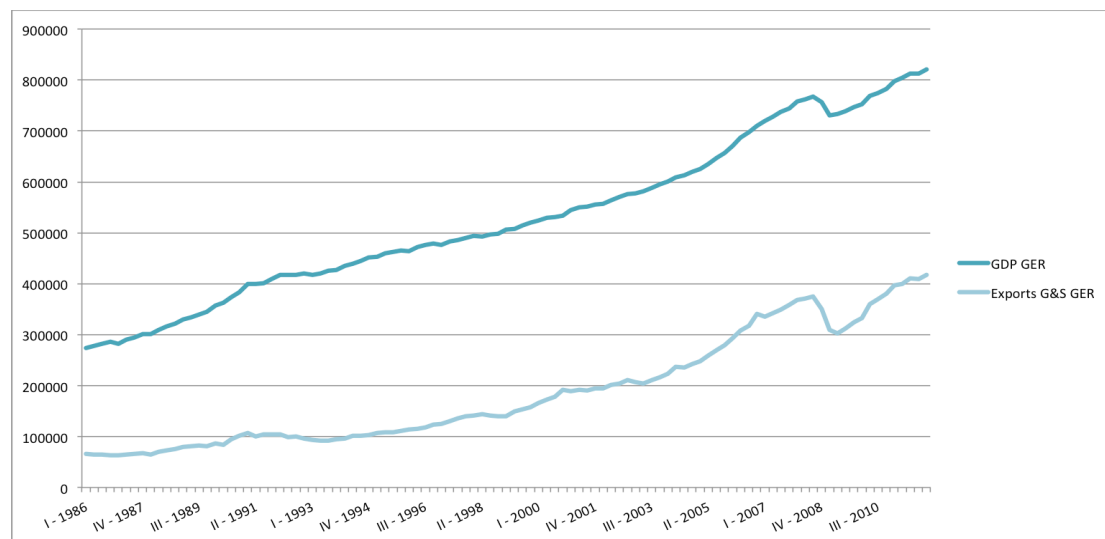
Fonte: WEO, World Economic Statistic (IMF), 2012.

1.2 La situazione dei maggiori partner commerciali americani: Canada, Messico, Giappone, Regno Unito e Germania.

I maggiori partner commerciali americani sono stati selezionati in base alla quantità di beni americani importati nel periodo considerato, e sono in ordine: Canada, Messico, Giappone, UK e Germania. All'interno di questi non è stata inserita la Cina, per le ragioni già discusse in precedenza.

In figura 5 sono riportate le curve relative a GDP ed esportazioni tedesche per il periodo 1986 - 2012. Entrambe le curve evidenziano un andamento molto simile: per entrambe le variabili nel periodo considerato fanno registrare un incremento costante nel tempo, manifestando gli effetti della crisi economica globale nello stesso periodo.

Fig.5: Andamento di GDP e Export tedeschi in milioni di US\$

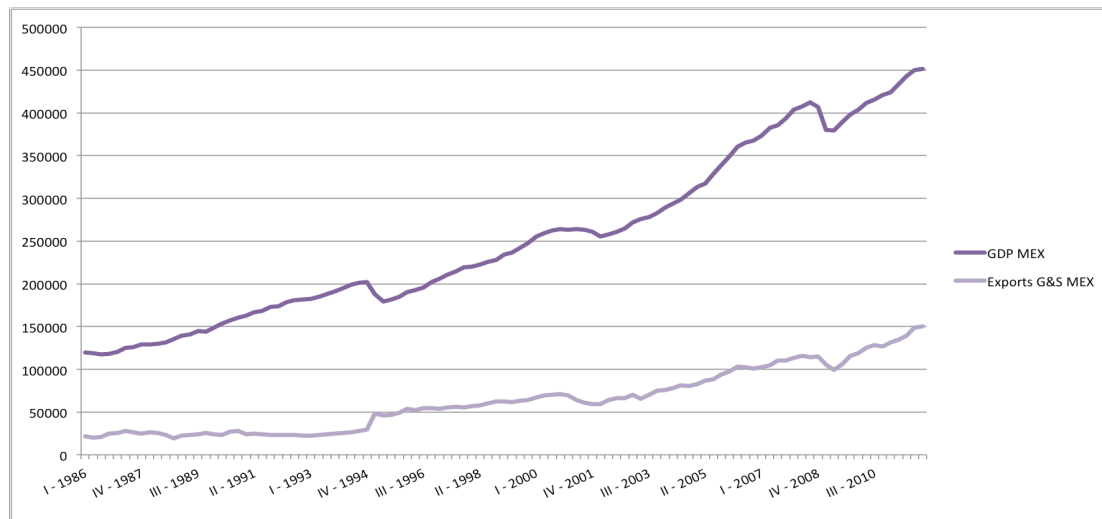


Fonte: STATS.OECD, OECD, 2012.

Analogamente a quanto visto in precedenza in figura 6 sono riportate le curve del GDP e delle esportazioni Messicane per il periodo 1986 - 2012. In questo caso la curva del GDP mostra un incremento più marcato nel tempo rispetto alla curva delle esportazioni. L'effetto della crisi economica è più marcato nella curva del GDP rispetto a quello riscontrato nella curva delle esportazioni messicane,

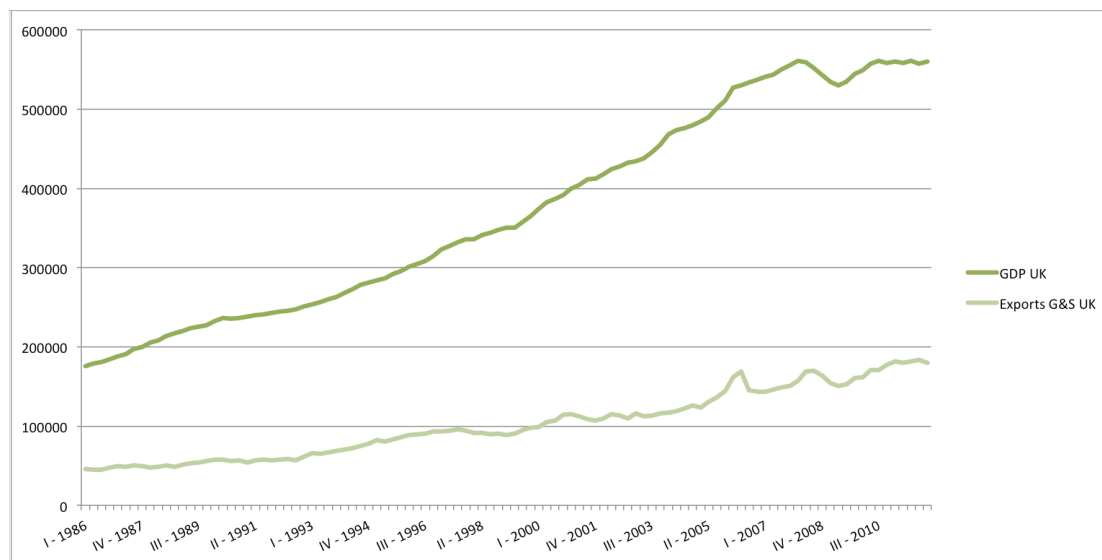
che mostra solo una piccola flessione. La flessione osservata verso la fine del 1994 nella curva del GDP è imputabile alla crisi della moneta messicana, il peso, che ha registrato una forte svalutazione. Nella curva delle esportazioni nello stesso periodo si osserva un effetto contrario.

Fig.6: Andamento di GDP e Export messicani in milioni di US\$



Fonte: STATS.OECD, OECD, 2012.

Fig.7: Andamento di GDP e Export inglesi in milioni di US\$

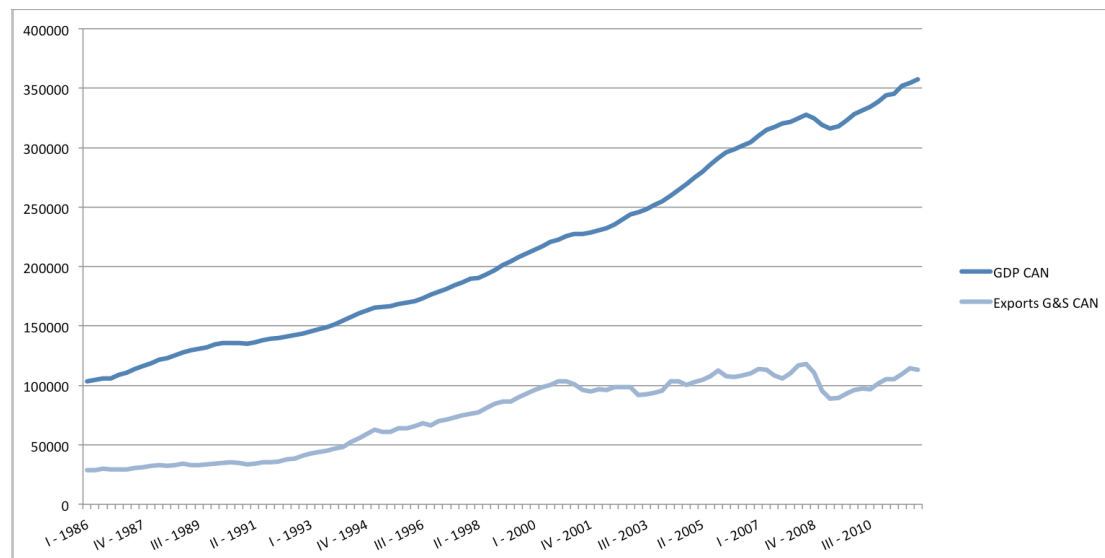


Fonte: STATS.OECD, OECD, 2012.

In figura 7 è riportato l'andamento del GDP e il volume delle esportazioni inglesi per il periodo 1986 – 2012. Osservando l'andamento delle due grandezze, è possibile notare come le due curve mostrino un incremento lineare e costante. Anche in figura 7 gli effetti della crisi economica del 2007 si manifestano solo marginalmente.

In figura 8 vengono riportate le curve di GDP ed esportazioni canadesi per il periodo 1986 – 2012. Le due curve mostrando un andamento crescente molto simile nella prima parte, che rimane costante nella curva del GDP, mentre sembra oscillare attorno ad un valore medio nella curva delle esportazioni. Nelle due curve inoltre è possibile osservare chiaramente gli effetti della crisi economica mondiale manifestata negli ultimi anni.

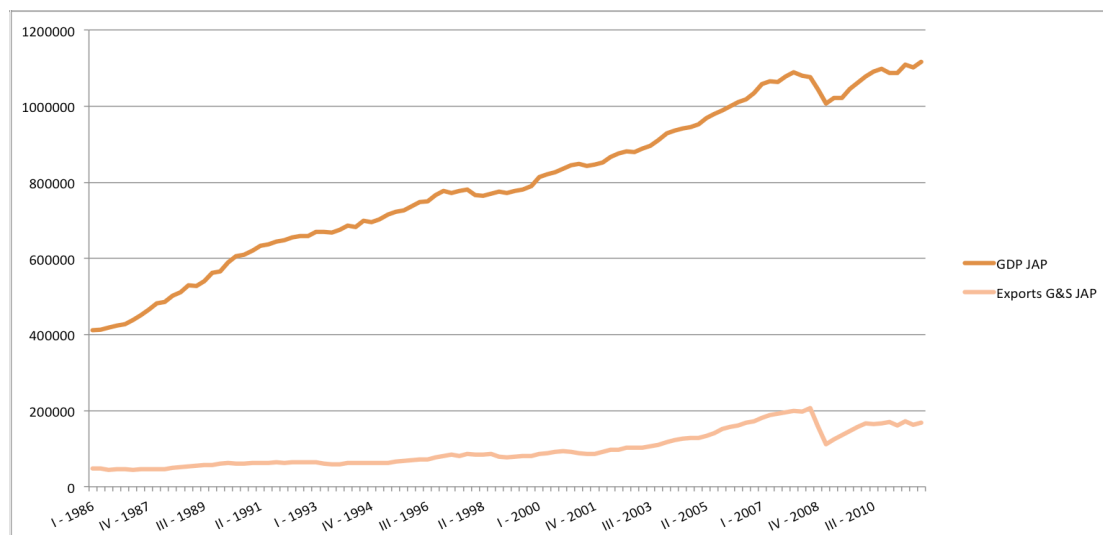
Fig.8: Andamento di GDP e Export canadesi in milioni di US\$



Fonte: STATS.OECD, OECD, 2012.

In figura 9 sono riportate le curve di GDP e delle esportazioni giapponesi per il periodo 1986 – 2012. Le due curve evidenziano un andamento molto diverso, se per la curva del GDP giapponese registriamo un marcato e costante aumento nel tempo, la curva delle esportazioni giapponesi da registrare invece un aumento molto lento e graduale. Anche in questo caso sono chiaramente visibili in entrambe le curve gli effetti della crisi economica degli ultimi anni.

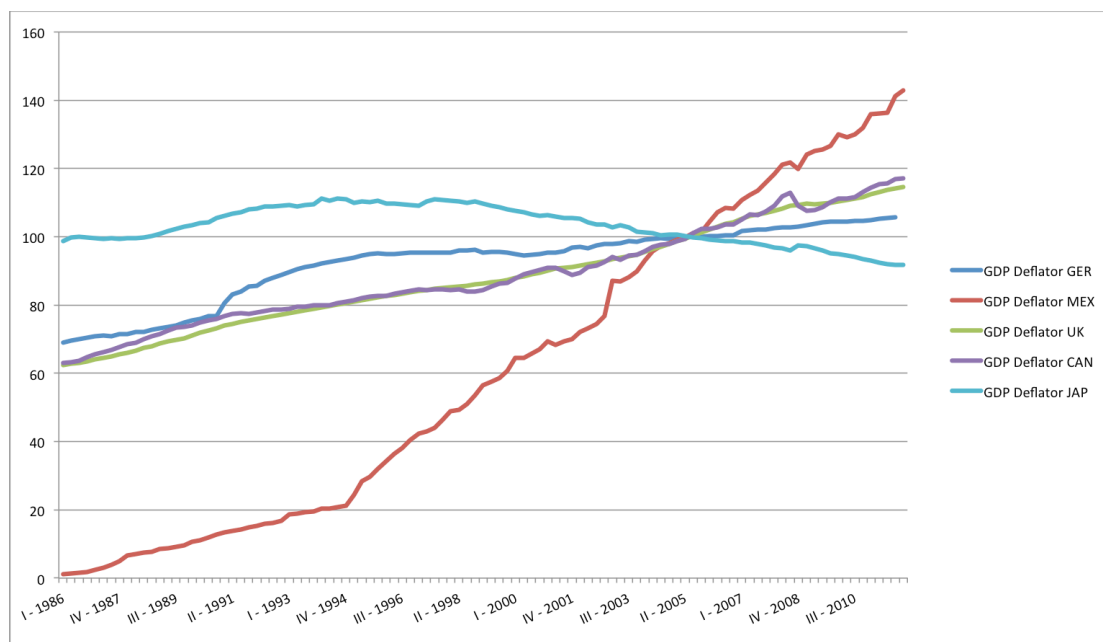
Fig.9: Andamento di GDP e Export giapponesi in milioni di US\$



Fonte: STATS.OECD, OECD, 2012.

Nell'ultimo grafico riportato (figura 10) è possibile osservare l'andamento degli deflatori del GDP per Messico, Giappone, Germania e Canada. Possono essere riproposte le considerazioni fatte in precedenza in quanto gli andamenti delle curve sono coerenti con le analogie riscontrate nei grafici precedenti.

Fig.10: Andamento degli indici di prezzo per i maggiori partner americani (GER, MEX, UK, CAN, JAP) espressi in numero indice (2005=100)



Fonte: WEO, World Economic Statistic (IMF), 2012.

II. Background teorico

Negli ultimi cinquant'anni sono stati condotti numerosi studi teorici ed empirici con lo scopo di spiegare l'andamento dei flussi commerciali tra i paesi di tutto il mondo. In particolare questi studi si sono dedicati alla stima delle equazioni delle importazioni ed esportazioni. Di seguito sono riportati i contributi ritenuti più importanti per il tema trattato.

I modelli tradizionali si sono focalizzati nella stima d'importazioni ed esportazioni tramite l'analisi di due variabili: competitività di prezzo e domanda estera (Houthakker e Magee, 1969; Goldstein e Khan, 1985).

In ordine cronologico riportiamo un primo contributo che tratta questa tematica in modo dettagliato, proposto dagli Autori Huuthakker e Magee (1969), nel quale vengono stimate le equazioni per i flussi commerciali di importazioni ed esportazioni come funzioni del prezzo relativo all'esportazione o all'importazione, il valore del GNP, un'intercetta e un termine di errore u . Questo modello viene poi osservato analiticamente e vengono calcolate le equazioni per ogni singolo paese utilizzando un database contenente dati per un periodo temporale compreso tra il 1951 ed il 1966.

Un secondo importante contributo viene proposto dagli Autori Goldstein e Khan (1985), nel quale è stata sviluppata una completa analisi teorica dei flussi commerciali internazionali tramite l'utilizzo di due diversi modelli che, partendo dalle caratteristiche dei diversi tipi di beni oggetto degli scambi, spiegano le equazioni di importazioni ed esportazioni come il risultato di una funzione dei prezzi relativi per esportazioni o importazioni e del mercato estero di riferimento. Questi due modelli prendono il nome di "*imperfect substitution model*" e "*perfect substitution model*". Il primo modello i beni importati o esportati non sono perfetti sostituti rispetto ai beni domestici, e quindi il volume delle esportazioni dipende direttamente dalle differenze di prezzo dei beni nei diversi paesi. Nel secondo modello invece i beni sono omogenei tra di loro, e quindi verranno commerciati agli stessi prezzi in tutto il mondo (al netto di

imposte e trasporto), basti pensare a commodities come l'oro od il petrolio: in questo modello l'equazione che descrive il volume di export non dipende da differenze tra i prezzi dei beni nazionali e beni esteri. Nei prossimi paragrafi verranno ripresi questi due modelli, focalizzando l'attenzione all'equazione delle esportazioni. Questi due modelli non sono necessariamente contrapposti, ma possono essere proposti contemporaneamente per la stima dei flussi commerciali d'importazioni ed esportazioni, in caso di una disaggregazione merceologica sufficientemente dettagliata.

Continuando la rassegna in ordine cronologico citiamo gli studi condotti da Rose e Yellen (1988), Rose (1990) e Rose (1991), focalizzati nello verificare se e come il tasso di cambio reale potesse influire nella bilancia commerciale. In particolare in Rose (1990) vengono testate le ipotesi che il tasso reale di cambio non abbia statisticamente un impatto distinguibile nella bilancia commerciale internazionale, mentre in Rose (1991) vengono testate le ipotesi che il tasso di cambio non sia una variabile importante nella stima dei flussi commerciali internazionali. In queste pubblicazioni viene ripreso in più occasioni il lavoro di Goldstein e Khan (1985), considerata da molti Autori compreso Rose una completa rassegna del modello strutturale dei flussi commerciali internazionali. Gli Autori Senhadji e Montenegro (1998) analizzano degli altri aspetti connessi con la tematica dei flussi commerciali internazionali. In particolare partendo dai modelli teorici citati in precedenza degli Autori Houthakker e Magee (1969) e Goldstein e Khan (1985), e una personale rielaborazione che parte da equazioni di massimizzazione dell'utilità dei consumatori per beni d'importazione e beni domestici fino ad arrivare alla formulazione dell'equazione di domanda delle importazioni, propongono nella loro pubblicazione una stima dell'elasticità della domanda e l'elasticità del prezzo relativo alle esportazioni per 53 paesi di tutto il mondo, utilizzando un modello in grado di tener conto della non stazionarietà²

² Un processo stocastico è stazionario se la sua media e la sua variabilità non presentano cambiamenti di natura sistematica e la sua dinamica non presenta variazioni strettamente periodiche. Esistono due diverse nozioni di stazionarietà: stazionarietà in senso forte (o senso stretto) e stazionarietà in senso debole (o senso ampio). Un processo stocastico si definisce

delle variabili inserite nell'equazione stimata, problematica quest'ultima che non era ancora stata presa in considerazione nelle analisi presentate in precedenza. Tutti i contributi sopra descritti però evidenziano delle parziali incoerenze rispetto ai risultati ottenuti. Con l'analisi empirica di questi modelli, infatti, si sono ottenuti dei risultati che mostrano come le variabili considerate siano in grado di spiegare solo parzialmente il fenomeno, altri fattori associati ad esempio al livello della qualità dei prodotti o dei servizi offerti, che sono difficilmente includibili in questi modelli quantitativi, sembrano giocare un ruolo chiave. Negli ultimi anni si sono sviluppati molti contributi che hanno cercato di catturare questi fattori che si manifestano come trend deterministici rispetto al tempo durante l'analisi dei flussi di export (Murata et al. 2000, Pain et al. 2005, Aligieri 2010).

Nel lavoro di Murata et al. (2000) vengono stimate le equazioni che descrivono i flussi commerciali di import ed export per i beni di produzione domestica, considerando nel modello oltre a quanto proposto in precedenza, anche una variabile trend, una funzione non lineare rispetto al tempo del tipo $f(t) = \exp(\alpha(t - \beta)^2)$ dove $\alpha < 0$ e t è un trend lineare. La scelta di utilizzare solo i beni di produzione e non estendere la ricerca a tutti gli export come i servizi è stata dettata dalla necessità di costruire un indice in grado di rappresentare la competitività di prezzo del paese rispetto agli altri competitors (Durand, Simon e Webb, 1992), e dalla disponibilità del database sulle variabili import ed export, utilizzando il database UN COMTRADE. Gli Autori dopo aver proceduto con la stima delle equazioni per ogni singolo paese verificano che la variabile stimata trend sia statisticamente significativa³.

stazionario in senso forte se le distribuzioni congiunte, rispettivamente, di $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ e di $(Y_{t_1+\tau}, \dots, Y_{t_n+\tau})$ per ogni insieme di istanti t_1, \dots, t_n e per ogni τ sono uguali. La media e la varianza in questo caso sono entrambe costanti e non dipendono dall'istante t . (Di Fonzo, Lisi, 2005).

Un processo stocastico si dice stazionario in senso debole se i momenti superiori al secondo dipendono dallo sfasamento temporale, ma non dal tempo.

³ Lo studio viene condotto per il dipartimento economico dell'organizzazione internazionale OECD, la quale utilizza questo modello all'interno dei documenti pubblicati con cadenza annuale chiamati "National Outlook" come strumento per interpretare l'andamento delle esportazioni mondiali.

Questo modello viene ripreso e riproposto da Pain et al. (2005) e vengono superate le limitazioni viste in precedenza. Infatti gli Autori utilizzando un database più dettagliato di quello utilizzato da Murata et al. (2000), e con disaggregazione temporale trimestrale. La disponibilità di un database più dettagliato ha permesso agli Autori di osservare il fenomeno non solo per l'export di beni di produzione, ma anche per i beni non di produzione e per i servizi. Come visto in precedenza anche in questo caso viene inclusa una variabile trend, una funzione deterministica rispetto al tempo. La metodologia proposta ha soppiantato la precedente anche nei "National Outlook" dell'OECD. Entrambi i lavori (Murata et al., 2000; e Pain et al., 2005) utilizzano come modello di partenza quello proposto dalla stessa OECD, all'interno dell'"Interlink OECD Model". Questo modello rappresenta una matrice di equazioni stimate per ogni paese o gruppo di paesi che descrivono diversi aspetti macro e micro economici, come i consumi, le varie domande nazionali, come ad esempio quella di capitali o per l'energia, situazione monetaria e finanziaria, i livelli dei prezzi, il livello degli investimenti, i tassi di cambio, flussi internazionali. Questa matrice di equazioni, che viene stimata per ogni diverso stato in base alla disponibilità dei dati, contiene dalle 200 alle 250 equazioni per gli stati più importanti. L'equazione che descrive il flusso di esportazioni per un paese *i-esimo* viene riportata come funzione della domanda estera e della competitività di prezzo, in linea con quanto visto in precedenza nelle pubblicazioni di Goldstein e Khan (1985).

Riportiamo infine il lavoro di Aligieri (2010), che riprende in parte i modelli proposti nei lavori precedenti, con lo scopo di studiare la componente trend stocastico isolata dopo aver stimato l'equazione del volume di export di un campione rappresentativo di sette paesi. Una volta isolato il trend stocastico, è stato studiato grazie ad un set di dati di tipo panel contenenti i valori di export dai sette paesi verso i maggiori competitors, tramite modello FE (*fixed effect model*), realizzando una regressione nella quale i regressori considerati sono stati nove diverse variabili non connesse con la competitività dei prezzi e delle

apposite dummy per eliminare l'effetto paese. Il modello utilizzato per l'analisi e la metodologia utilizzata verranno approfonditi nei prossimi paragrafi.

Tutti i contributi riportati possono essere considerati la base teorica dalla quale è necessario partire per cercare di rispondere alle domande di ricerca obiettivo dell'analisi. Certamente tutti questi contributi verranno ripresi e riproposti durante questa analisi, cercando però di focalizzare i risultati verso la soluzione a questi quesiti:

Il livello dei prezzi dei beni esportati e della domanda estera da soli sono in grado di descrivere l'andamento delle esportazioni?

Se vengono analizzate le singole equazioni che cercano di descrivere l'andamento delle esportazioni del paese rispetto ai propri partner commerciali, le variabili livello dei prezzi dei beni esportati e domanda estera riescono a descrivere adeguatamente il fenomeno?

Per un'ampia e completa rassegna teorica riportiamo nei prossimi paragrafi un estratto dal lavoro di Goldstein e Khan (1985). Il modello empirico utilizzato per la realizzazione dell'analisi empirica sviluppata in questo lavoro, invece, si basa principalmente sui lavori di Montenegro (1998), Murata et al. (2000), Pain et al. (2005) e di Aligieri (2010). Verranno ripresi principalmente gli ultimi lavori in ordine cronologico che considerano la non stazionarietà dei dati.

II.1 I modelli classici

Negli ultimi cinquant'anni possiamo osservare molti lavori riguardanti lo studio dei flussi commerciali esteri, grazie alla disponibilità di database molto ricchi, con livelli di disaggregazione geografica e merceologica molto dettagliata, e con valori registrati su orizzonti temporali molto ampi. In secondo luogo il background teorico di riferimento suggerisce che le variabili esplicative che influenzano in modo diretto questi fenomeni sono relativamente poche, la

maggior parte delle quali accessibili da studi empirici. Un ultimo aspetto è rappresentato dal fatto che i risultati di queste analisi sono di interesse per poter rispondere a molte importanti questioni di politica economica (Goldstein e Khan, 1985).

La questione riguardo al miglior modello da adottare in questo tipo di analisi ha aperto un acceso dibattito: il modello da utilizzare deve necessariamente tener conto *a)* del tipo di bene oggetto di scambio, quindi *b)* se il bene è omogeneo o differenziato, ed è necessario *c)* identificare lo scopo principale a cui viene destinato. Inoltre di particolare interesse appare la struttura istituzionale e giuridica ai sensi dei quali avvengono gli scambi. Ovviamente devono essere fatte alcune considerazioni sulla natura dei dati e sul livello di disaggregazione merceologica e temporale (Aligieri, 2010).

Con queste premesse si sono sviluppati due modelli che però non sempre devono essere visti come concorrenti, bensì in taluni casi con disaggregazione merceologica sufficientemente dettagliata, possono essere applicati in modo complementare. I due modelli sono: “*imperfect substitutes model*” e “*perfect substitutes model*”. Il lavoro proposto dagli Autori Goldstein e Khan (1985) viene considerato come un’ampia e dettagliata rassegna teorica. Di seguito quindi vengono riportati entrambi i modelli focalizzando l’attenzione sull’equazione delle esportazioni, elencandone le principali caratteristiche, seguendo proprio il lavoro di Goldstein e Khan.

11.2 The imperfect substitutes model

L’ipotesi caratteristica di questo modello è rappresentata dalla natura dei beni importati rispetto a quelli domestici: i beni importati o esportati non sono perfetti sostituti rispetto ai beni domestici. Infatti, se beni importati e quelli domestici fossero perfetti sostituti, si potrebbe osservare un mercato dominato da beni che provengono dal competitor con funzioni di produzione costanti o decrescenti e costi più bassi. Inoltre possiamo ulteriormente motivare questa

ipotesi dall'osservazione dei flussi commerciali di ogni paese, comprendenti sia importazioni che esportazioni contemporaneamente, e non invece solo flussi diretti all'esterno o all'interno per un determinato bene. In secondo luogo i risultati di numerosi studi empirici (Kreinen and Officer, 1978; Isard, 1977; Kravis and Lipsey, 1978) evidenziano significative differenze di prezzo tra prodotti simili commerciati nello stesso paese e tra diversi paesi. Sembra quindi impossibile vedere un unico prezzo praticato su tutti i mercati come da ipotesi nel *perfect substitutes model*, se non per i prodotti altamente standardizzati (come ad esempio le *commodities* quali grano, oro, petrolio, etc.) che vengono negoziati nei mercati internazionali delle materie prime (Goldstein e Khan, 1985).

Di seguito viene riportato uno schema minimo contenente otto equazioni rappresentative di un modello in cui interagiscono due diversi paesi, che mette in relazione esportazioni ed importazioni domestiche per il paese *i-esimo* e l'altro paese estero, come proposto dagli Autori Goldstien e Khan (1985).

$$I_i^d = f(Y_i, PI_i, P_i) \quad f_1, f_3 > 0; f_2 < 0;$$

$$X_i^d = g(Y^* e, PX_i, P^* e) \quad g_1, g_3 > 0; g_2 < 0;$$

$$I_i^s = h[PI^* (1+S^*), P^*] \quad h_1 > 0; h_2 < 0;$$

$$X_i^s = j[PX_i (1+S_i), P_i] \quad j_1 > 0; j_2 < 0;$$

$$PI_i = PX^* (1 + T_i) e$$

$$PI^* = PX_i (1 + T^*) / e$$

$$I_i^d = I_i^s e$$

$$X_i^d = X_i^s e$$

L'attenzione che riporgeremo sarà rivolta alle prime due equazioni sopra riportate, utili per calcolare la quantità di importazioni per il paese i (I_i^d) e la quantità di esportazioni per il medesimo paese i (X_i^d) nei confronti del resto del mondo. In particolare nella prima equazione, utile per calcolare la quota d'importazioni nel paese i -esimo, troviamo il valore PI_i identificativo del prezzo pagato dal paese i importatore per il bene, P_i che rappresenta il prezzo domestico (prodotto nel paese i e non importato) per lo stesso bene, ed infine il valore Y_i che rappresenta la quantità nominale richiesta nel paese i . Allo stesso modo per la seconda equazione rappresentativa invece delle esportazioni, troviamo il valore Y^* moltiplicato per il tasso di cambio e , identificativo della quantità nominale richiesta nel paese estero, PX_i il prezzo praticato per l'esportazione dal paese domestico i e infine il valore P^* moltiplicato per il tasso di cambio rappresentativo del prezzo praticato per il bene nel paese estero.

Viene quindi evidenziato come in questo modello classico le due variabili indipendenti sono rappresentate da fattori di prezzo e dimensioni del mercato di riferimento, senza includere ulteriori fattori strutturali in grado di spiegare la variabile dipendente.

Appare ora necessario rivolgere l'attenzione alle altre caratteristiche peculiari del modello sopra presentato, oltre a quelle già menzionate.

In primis per il valore aggregato delle importazioni e delle esportazioni si esclude la possibilità che i beni siano inferiori e perfetti complementi con quelli domestici per le importazioni, in quanto si assume che l'elasticità della domanda f_1 e g_1 e l'elasticità del prezzo estero per il bene f_3 e g_3 siano positive, mentre l'elasticità del prezzo domestico per il bene f_2 e g_2 sia negativa. Molto spesso si procede introducendo l'ipotesi supplementare che il consumatore non abbia alcuna illusione sul proprio reddito monetario, di conseguenza un aumento del reddito e di tutti i prezzi proporzionalmente non modifica l'aspetto della curva di domanda che rimane costante, cioè $f_1 + f_2 + f_3 = 0$ e $g_1 + g_2 + g_3 = 0$. Infine appare necessario specificare, come si evince dalla quinta e dalla sesta equazione

caratteristica sopra riportata, come il prezzo per l'importazione PI sia inclusivo di eventuali tariffe doganali, tasse, spese di trasporto, etc., pagate dal consumatore per l'acquisto del bene importato (Goldstein e Khan, 1985).

Quando però usciamo dal modello semplificato di un sistema comprendente due soli paesi, ad uno più simile alla realtà con n paesi, la simmetria che abbiamo osservato tra l'equazione delle importazioni e quella delle esportazioni viene meno. La ragione risiede nel fatto che per quest'ultimo modello, mentre possiamo assumere che per le importazioni la competizione avvenga tra beni esteri e domestici solamente, per le esportazioni avremmo competizione tra i beni del mercato oggetto dell'esportazione, la nazione che esporta e un numero ($n > 1$) di altre nazioni concorrenti che esportano in quella determinata regione. Di norma ai fini pratici si assume che la concorrenza di prezzo che determina il prezzo per il bene importato si svolga direttamente tra gli esportatori: l'unico prezzo relativo che compare nell'equazione caratteristica per l'esportazione sarà quindi il prezzo praticato per il bene dai paesi concorrenti, che rappresenta già il prezzo dei concorrenti in grado di essere più competitivi e quindi di esportare verso il paese, ovviamente corretto per il tasso di cambio e . Come proposto dagli Autori Goldstein e Khan l'equazione caratteristica diventa:

$$X_i^d / X^{d*} = v (PX_i / PX^* e) \quad v' < 0;$$

dove il valore X^{d*} rappresenta l'esportazione del resto del mondo verso i paesi che importano il bene. Dall'osservazione della nuova formulazione proposta possiamo ora muovere una critica rispetto a quanto visto in precedenza: questa assume implicitamente che l'elasticità della domanda di beni importati dal paese i -esimo di un paese terzo sia la stessa rispetto al resto del mondo. Questa affermazione appare troppo vincolante, soprattutto per la sua natura implicita e non frutto di precedenti verifiche empiriche.

L'indice dei prezzi praticati per i beni domestici (P) rappresenta un indicatore importante per gli esportatori, che sono in grado di conseguire una buona profittabilità solo se in grado di produrre tali beni con costi inferiori rispetto al competitor domestico. A livello aggregato, l'indice P può essere rappresentato come segue:

$$P = x PT + (1-x) PNT$$

dove PT rappresenta il prezzo dei beni commerciabili nel mercato domestico, x rappresenta la quantità relativa di questi beni, e PNT rappresenta il prezzo dei beni non commerciabili.

11.3 The perfect substitutes model

Nonostante il modello sopra descritto sia il più utilizzato nei numerosi studi empirici pubblicati, si possono trovare almeno tre importanti ragioni per esaminare anche questo secondo modello: il *perfect substitutes model*. Come abbiamo già osservato in precedenza, esistono molte tipologie di beni, soprattutto commodities, che vengono negoziate nei grandi mercati finanziari di tutto il mondo, come l'oro, lo zucchero, il petrolio. Questi beni, omogenei tra di loro, vengono commerciati agli stessi prezzi in tutto il mondo (al netto di imposte e trasporto). E' necessario introdurre un modello in cui domanda ed offerta non dipendano da differenze tra i prezzi dei beni nazionali e beni esteri.

Inoltre le differenze riscontrate nella metodologia di costruzione degli indici sui prezzi possono portare ad osservare delle differenze tra prezzi domestici e prezzi su beni importati che sottostimano il reale grado di sostituibilità degli stessi. Queste sono le due più importanti riflessioni proposte dagli Autori Goldstein e Khan che hanno portato alla formulazione del modello dei beni perfetti sostituiti, di seguito presentato:

$$D_i = I(P_i, Y_i) \quad I_1 < 0, I_2 > 0;$$

$$S_i = n(P_i, F_i) \quad n_1 > 0, n_2 < 0;$$

$$I_i = D_i - S_i$$

$$X_i = S_i - D_i$$

$$PI_i = P_i = PX_i = e P_w$$

$$D_w = \sum_{i=1}^m D_i$$

$$S_w = \sum_{i=1}^m S_i$$

$$D_w = S_w$$

dove D_i è la domanda totale di beni nel paese i -esimo, S_i è la quantità di beni prodotti dal paese i -esimo; I_i e X_i rispettivamente le quantità per il paese i -esimo di importazioni ed esportazioni; PI_i , PX_i , P_i e P_w rispettivamente i prezzi di importazione, di esportazione e domestic per il paese i -esimo e i prezzi esteri mondiali; D_w e S_w la domanda totale mondiale e la quantità prodotta dal resto del mondo per i beni; ed infine Y_i e F_i flussi di cassa in entrata e costi di produzione e commercializzazione nel paese i -esimo (Goldstein e Khan, 1985).

Di seguito riassumeremo le caratteristiche principali del modello come visto per il precedente. Innanzitutto, a differenza del modello dei beni imperfetti sostituti, importazioni ed esportazioni non sono funzioni separate: osserviamo infatti come le quantità di importazioni ed esportazioni vengano assunte come un eccesso di domanda ed un eccesso di offerta (rispettivamente domanda domestica – quantità prodotta e

quantità prodotta – domanda domestica). Questo significa che per cercare di stimare il flusso d'importazioni o esportazioni per un bene perfetto sostituto nel paese *i-esimo* basti stimare domanda e quantità prodotta nello stesso, dove la quantità cercata si configura come il residuo delle altre due variabili stimate. In pratica questo risulta essere molto spesso più complesso di quanto sembri in quanto di solito sono più difficili da ottenere le stime relative alla domanda interna e all'elasticità dell'offerta rispetto a quelle relative alle importazioni e alle esportazioni. Questo perché i beni che meglio si adattano a questo modello molto spesso vengono acquistati per essere stoccati ed utilizzati in un secondo momento o vengono stoccati dai produttori prima di essere veduti, e quindi è difficile identificare la reale domanda ed offerta per questi beni.

Una seconda peculiarità di questo modello è che una volta che eliminiamo dal prezzo dei beni le spese di trasporto e costi doganali o altri costi d'importazione ed esprimiamo tutti i prezzi nella stessa valuta, i prezzi per gli stessi beni saranno tutti uguali e determinati dal mercato con l'incrocio di domanda e offerta mondiali. Si può dimostrare che la capacità di un paese di influenzare il prezzo mondiale di un bene omogeneo dipende positivamente dalla propria domanda e dalla propria produzione di quel bene in rapporto alle quantità scambiate nel mondo (Isard, 1977; Clark 1977). Infatti se il paese è troppo piccolo per influenzare il prezzo mondiale del bene scambiato, un aumento dell'offerta ridurrà direttamente la domanda di importazioni senza produrre alcun cambiamento nel prezzo mondiale. Se confrontiamo la stessa variazione della quantità domandata di un piccolo paese nel modello visto in precedenza non assisteremo come accade per i beni sostituti alla diminuzione della quantità importata.

Infine possiamo identificare un terzo aspetto peculiare di questo modello rispetto a quanto visto in precedenza, è possibile mettere in relazione l'elasticità rispetto al prezzo per le importazioni ε_x^d e l'elasticità di prezzo per le esportazioni ε_x^s alla domanda domestica e all'offerta come segue.

$$\varepsilon_x^d = \frac{D_i}{I_i} I_1 - \frac{S_i}{I_i} n_1$$

$$\varepsilon_x^d = \frac{D_i}{X_i} n_1 - \frac{S_i}{X_i} I_1$$

Nella prima equazione viene rappresentata l'elasticità rispetto al prezzo delle importazioni ε_x^d , la quale è positivamente correlata alla domanda e all'offerta del paese *i-esimo*, e negativamente correlata alla quantità di beni importati dallo stesso paese. Questa formulazione evidenzia come l'elasticità rispetto al prezzo della domanda di beni importati può essere elevata anche per prodotti tipicamente a domanda inelastica, e sarà più alta tanto più chiusa è l'economia del paese che stiamo analizzando, soprattutto quando la domanda e l'offerta sono basse (Goldstein e Khan, 1985). La forma dell'equazione di ε_x^d sembra concordare con l'evidenza empirica che la stima dell'elasticità rispetto al prezzo dei beni importati tipicamente supera la stima dell'elasticità rispetto al prezzo della domanda domestica, come osservato da Magee (1975). Nell'equazione di ε_x^s possiamo osservare come questa elasticità sia positivamente correlata al valore dell'elasticità rispetto al prezzo della domanda interna.

II.4 I contributi più recenti

I contributi sviluppati negli ultimi anni, oltre a focalizzare l'interesse sulla stima dell'equazione delle esportazioni come risultato di diverse variabili, gli autori hanno posto l'attenzione sulla natura delle serie economiche, in particolare sulla non stazionarietà dei dati, e su eventuali trend stocastici che in parte sono in grado di spiegare la variabilità del fenomeno. Di seguito verranno riproposti i contributi teorici più significativi.

II. 4. 1 Senhadji e Montenegro, 1998

Nel contributo di Senhadji e Montenegro (1998), gli Autori cercano di stimare l'elasticità della domanda estera di un ampio numero di paesi sviluppati e in via di sviluppo (cinquanta tre). Ciò viene svolto usando tecniche che si basano sulla non stazionarietà temporale dei dati utilizzati. L'elasticità stimata dagli Autori della domanda estera rispetto al prezzo è -1, mentre quella rispetto al reddito è di -1.5. Nell'analisi è emerso come l'Africa fronteggi la minore elasticità rispetto al reddito per le esportazioni, mentre all'Asia spetta il primato sia per l'elasticità più elevata rispetto al reddito che al prezzo. I risultati ottenuti dall'analisi evidenziano come trentanove paesi abbiano un'elasticità rispetto al reddito di lungo termine maggiore di 1 (le esportazioni reagiscono in modo significativo alla variazione delle variabili). Queste elasticità stimate dimostrano di avere buone proprietà statistiche e distorsioni veramente ridotte, anche analizzando piccoli campioni. Generalmente, secondo i risultati prodotti dagli Autori, i paesi in via di sviluppo mostrano una bassa elasticità di prezzo rispetto a quanto osservato per paesi sviluppati, l'Asia invece fa registrare un'elevata elasticità di prezzo rispetto sia ai paesi industrializzati sia a quelli in via di sviluppo. I risultati evidenziano inoltre come l'Asia faccia registrare un'elevata elasticità rispetto al reddito se confrontata con gli altri paesi in via di sviluppo, confermando come il commercio sia stato un elemento caratterizzante gli alti tassi di crescita economica della regione.

Gli Autori partono considerando la funzione tradizionale della domanda estera, di tipo log-lineare e caratterizzata dal fatto che la variabile GDP dei principali partner commerciali ne influenza il suo andamento. Questo modello caratterizzante la letteratura precedente per un quarto di secolo, viene ripreso e corretto. Infatti il problema che non veniva preso in considerazione nella funzione tradizionale era la non stazionarietà, presente in moltissime serie macro-economiche, che invalida la classica inferenza statistica, per questo motivo gli Autori hanno applicato le tecniche moderne temporali per risolvere il problema della non stazionarietà dei dati.

Nel modello sviluppato dagli Autori si parte dall'assunzione che il paese domestico che esporta i propri beni e servizi abbia un solo partner commerciale. Quindi in questo modo la domanda di esportazione di un paese è uguale alla domanda di importazione dell'altro paese. La decisione di importare un bene è il risultato delle decisioni di infiniti consumatori presenti nel paese, che decidono anche quanti beni o servizi domestici (d_t^*) od importati (m_t^*) consumare. Quindi per trovare la quantità di beni e servizi domestici od importati che vengono consumati, dobbiamo risolvere l'equazione che massimizza la funzione di utilità di ogni consumatore:

$$\text{Max} \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1+\delta)^{-t} u(d_t^*, m_t^*)$$

soggetto ai vincoli:

$$b_{t+1}^* = (1+r) b_t^* + (e_t^* - d_t^*) - p_t m_t$$

$$e_t^* = (1-\rho) e^* + \rho e_{t-1}^* + \xi_t^*, \quad \xi_t^* \sim (0, \sigma^2)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{b_{T+1}^*}{\prod_{t=0}^T (1+r)^{-1}}$$

dove: δ rappresenta il tasso di sconto personale di ogni consumatore; r è il tasso di interesse mondiale, b_{t+1}^* è lo stock di obbligazioni del paese che esporta possedute da quello che importa nel periodo $t+1$ se positivo mentre è lo stock di obbligazioni del paese che importa possedute da quello che esporta se negativo; e_t^* rappresenta la componente stocastica che segue un processo autoregressivo AR(1) con media non condizionata e^* e varianza non condizionata $\sigma^2/(1-\rho^2)$, con σ^2 varianza della variabile iid ξ_t^* , e ρ il grado della persistenza della componente stocastica; p_t è il prezzo dei beni domestici in termini di beni esteri (un indice di competitività di prezzo). I vincoli sopra riportati rappresentano rispettivamente l'equazione del saldo

commerciale corrente, il processo stocastico AR(1) e la condizione di trasversalità che regola lo schema di Ponzi. Risolvendo il problema di massimo vincolato e prendendo i rendimenti logaritmici si ottiene:

$$\log (m_t^*) = \log (x_t) = c_0 - \frac{1}{\beta} \log (p_t) + \frac{\alpha}{\beta} \log (d_t^*) + \varepsilon_t$$

dove $c_0 = (1/\beta) (b_0 - a_0)$ e $\varepsilon_t = (1/\beta) (\varepsilon_{B,t} - \varepsilon_{A,t})$.

In questo modello $x_t^* = e_t^* - d_t^* = GDP_t^* - d_t^*$, dove x_t^* è il valore delle esportazioni del paese estero. Di conseguenza $d_t^* = GDP_t^* - x_t^*$. Il modello risulterà quindi molto simile alle funzioni tradizionali delle esportazioni, fatta eccezione per la variabile $GDP_t^* - x_t^*$, che rappresenta il GDP al tempo t meno le esportazioni del paese estero. L'equazione può quindi essere riscritta come :

$$\log (x_t) = c_0 - \frac{1}{\beta} \log (p_t) + \frac{\alpha}{\beta} \log (GDP_t^* - x_t^*) + \varepsilon_t$$

La metodologia statistica applicata da Senhadji e Montenegro al modello sopra descritto è influenzata dalle caratteristiche di ognuna delle variabili indipendenti: tutte le variabili potrebbero essere sia "trend-stationarity"⁴ che "difference-stationarity"⁵. Gli Autori quindi procedono proponendo una specifica metodologia⁶ per ogni possibile scenario, testando anche le diverse probabilità

⁴ Un processo si dice trend stazionario (TS) quando il processo generatore è di tipo: $Y_t = f(t) + u_t$ in cui le due componenti sono una una funzione deterministica $f(t)$ e l'altra una componente stocastica u_t generalmente assunta come stazionaria. In questo tipo di processi sottraendo la componente deterministica, ciò che risulta è un processo stazionario (Di Fonzo, Lisi, 2005).

⁵ Un processo si dice stazionario nelle differenze (DS) o trend stocastico se il processo generatore è il risultato di una funzione del passato y_{t-k} e una componente non prevedibile (non stazionaria). Processi elementari di questo tipo sono il *random walk* o il *random walk con drift*, nel secondo caso il processo diventa $Y_t = \beta + Y_{t-1} + \varepsilon_t$. In questo caso le assunzioni fatte introducono elementi di incertezza nella previsione sull'andamento di lungo periodo.

⁶ Un problema molto importante è capire se la non stazionarietà nei dati è dovuta alla presenza di un processo generatore trend stazionario o trend stocastico, in quanto la differenza tra le due nozioni porta a una serie di implicazioni. A livello empirico per trasformare il processo in un trend stazionario per poter eseguirne la stima, nel caso di processi TS il trattamento appropriato per ottenere una rappresentazione stazionaria consiste nel sottrarre la funzione deterministica,

che si manifestino, in quanto a seconda se y_t ($\log x_t$) sia trend stazionaria o trend stocastica è necessario adottare opportune trasformazioni. L'equazione finale del modello è stata stimata in una forma dinamica, come di seguito riportata:

$$\log(x_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(x_{t-1}) + \gamma_2 \log(p_t) + \gamma_3 \log(GDP_t^* - x_t^*) + \varepsilon_t$$

I dataset utilizzati per l'analisi sono stati presi dal sito dell'UN COMTRADE e dal sito nella banca mondiale. I dati coprono un orizzonte temporale che va dal 1960 al 1993. Il problema principale riscontrato dagli Autori per la scelta dei dati da utilizzare per la stima è quello di scegliere i corrispondenti valori disponibili rispetto alle variabili del modello, in quanto questi molto spesso sono una cruda semplificazione delle realtà. In particolare la scelta del valore di p_t è stata difficile. Il modello semplificato identifica p_t come il rapporto tra i prezzi dell'esportatore rispetto a quelli dell'importatore. Nella realtà non esiste un solo partner commerciale, e per stimare completamente il flusso delle esportazioni è necessario tener conto di tutti i prezzi relativi dei partner commerciali del paese esportatore. Una possibilità sarebbe quella di costruire un indice in grado di catturare in modo diretto la competitività di prezzo dei beni esportati, grazie ad un sistema di pesi in grado di tener conto dei prezzi relativi di ogni partner commerciale. Gli Autori anziché calcolare questo indice hanno preferito per semplicità e immediatezza utilizzare un indice mondiale di prezzo per le esportazioni di valore unitario, reperibile nel database UN DATA (database raccolto e gestito dall'UNSD contenente numerose serie temporali di molte diverse variabili economiche, una divisione del dipartimento dell'economia e degli affari sociali delle Nazioni Unite con il compito di raccogliere informazioni statistiche). Le stesse osservazioni fatte per la variabile p_t sono state fatte per la variabile GDP_t , riportata come $gdp x_t^*$, che nel modello semplificato è

mentre nel caso di un processo DS non basta sottrarre il trend per ricondursi ad un processo in cui i primi due momenti sono entrambi indipendenti dal tempo. Dovranno infatti essere utilizzati altre metodologie che verranno approfondite di seguito.

rappresentata dal valore di GDP meno le esportazioni dal paese che importa e rappresenta la domanda di esportazioni di mercato. In realtà il paese esportatore non ha un solo partner commerciale, per questo è necessario costruire un indice, il gdp_x^* , che rappresenta appunto la domanda di esportazioni di beni e servizi per il paese che esporta. In questo caso gli Autori hanno calcolato un indice pesato come segue:

$$gdp_x^* = \sum_{i=1}^N \omega_t^i GDP_t^i$$

$$\omega_t^i = x_t^i / \sum_{i=1}^N x_t^i$$

II. 4. 2 Murata et al. 2000

Nel contributo di Murata, Turner, Rae e Le Foulter (2000), gli Autori cercano di stimare l'equazione del volume delle esportazioni per i beni manifatturieri, partendo e aggiornando le equazioni all'interno del modello denominato *OECD interlink Model*. Il modello *OECD interlink* è una rappresentazione dell'economia mondiale nel quale sono combinati una serie di piccoli modelli macroeconomici, uno per ogni paese membro dell'OECD. Questi modelli vengono sviluppati come un sistema coerente ed integrato di equazioni, che spaziano da tematiche relative all'economia domestica di ogni singolo paese, al commercio internazionale, ai tassi di cambio e ai flussi finanziari. Per ogni paese vengono calcolate dalle 130 alle 150 equazioni. Queste matrici di equazioni vengono infine riprese e utilizzate all'interno del *OECD Economic Outlook*, un rapporto completo redatto periodicamente dell'OECD che sintetizza l'andamento economico generale nel mondo.

Due sono le caratteristiche distintive di questo modello: le equazioni sono stimate all'interno di un sistema consistente all'interno del quale è possibile imporre parametri comuni ai vari paesi; per un determinato numero di paesi è

possibile imporre un trend non lineare che permetta di catturare l'effetto dei fattori della domanda che influenzano le quote di export le quali non possono essere spiegate con semplici cambiamenti riguardanti la competitività di prezzo.

I risultati della stima delle singole equazioni con metodo dei minimi quadrati ordinari per i paesi membri OECD sono di seguito riportati.

Per i paesi in cui un trend variabile è statisticamente rilevante i risultati ottenuti usando una variabile temporale non lineare sono confrontati con quelli ottenuti usando un trend temporale lineare. Per la maggior parte dei paesi si è osservato un effetto di lungo termine relativo ai prezzi, sebbene esso vari in modo considerevole da paese a paese (tra i G7 si è registrato uno -0,55 per gli Stati Uniti e -2 per il Giappone).

Gli Autori, dopo aver eseguito un test sui trend alternativi, in cui sono stati inseriti all'interno della stessa regressione prima un trend temporale lineare, e successivamente un trend non lineare, mostrano come per cinque paesi OECD (Austria, Messico, Norvegia, Spagna e Svezia) il trend non lineare è chiaramente preferito. In un determinato numero di casi il contributo del trend temporale non lineare sulla crescita delle esportazioni varia in modo considerevole al di sopra delle stime e delle proiezioni periodiche, in particolare in quei paesi che hanno registrato un maggiore cambiamento della propria struttura economica. Due casi particolari sono rappresentati da Messico e Irlanda, in cui il contributo del trend non lineare sulla crescita delle esportazioni è cresciuto a dismisura, da una percentuale quasi nulla negli anni 70, al picco negli anni 90 a cui si è aggiunto nel primo caso più del 6% annuo sul livello di crescita delle esportazioni. Gli Autori hanno osservato due eccezioni per la variabile temporale. Infatti se per la maggior parte dei paesi il trend non lineare risulta statisticamente molto rilevante nel sistema di equazioni, per Giappone e Germania non è così. Per quanto riguarda il primo, l'intensità del contributo del trend non lineare appare poco verosimile: alla fine degli anni 70 il trend temporale influiva dal 3 al 4% annuo sulla crescita delle esportazioni, quindi in modo coerente con la fase di sviluppo del paese. Nel 1999 il trend fa registrare

una crescita del 5%, ma ciò è in forte contraddizione con la situazione di forte rallentamento di crescita economica che il paese si trovò ad affrontare.

Per quanto riguarda la Germania, il risultato del trend temporale non lineare era incompatibile con la situazione reale in quanto riportava un'influenza negativa permanente sulla diminuzione delle esportazioni, ma ciò nella realtà era limitato esclusivamente al periodo post riunificazione.

Per sei paesi (Francia, Belgio, Corea, Olanda, Norvegia e Irlanda) è stato necessario ridurre il campione periodale di stima, in modo da ottenere dei risultati statisticamente rilevanti.

Per Grecia e Portogallo, gli autori hanno riscontrato molte difficoltà nel tentativo di ottenere un risultato soddisfacente. Infatti, i numerosi test statistici eseguiti per l'equazione della Greca sono falliti, ed i coefficienti calcolati nonostante risultassero significativi, evidenziavano dei valori difficilmente spiegabili. Per quanto riguarda l'equazione del Portogallo, i risultati ottenuti evidenziano come l'elasticità stimata dei prezzi era troppo sensibile anche a dei lenti cambiamenti.

Il modello sviluppato dagli Autori è stato pensato come un sistema di equazioni coerente, in cui ogni singola equazione non è isolata dalle altre. Questo in quanto, per loro stessa natura, le equazioni delle esportazioni sono il risultato di un insieme di comportamenti comuni degli agenti nel mercato mondiale. Inoltre considerando che il modello generale delle esportazioni è tipicamente conforme a un determinato livello della domanda mondiale o del commercio mondiale, è richiesto un elevato grado nella sensibilità di risposta agli shocks subiti. Alle equazioni quindi sono state imposte delle restrizioni, che permettono di individuarne l'andamento isolandole da questi shocks, eliminandone i residui.

Come visto negli studi riportati in precedenza, viene riproposta la relazione tra le performance delle esportazioni e la competitività di prezzo. Le prestazioni delle esportazioni sono state calcolate come una misura della quota di mercato, definita dal rapporto tra i volumi esportati e la domanda di mercato di esportazioni. Quest'ultima è stata calcolata come una media ponderata di tutte le importazioni mondiali, nella quale il peso riflette l'importanza di ogni mercato

rispetto al paese esportatore, utilizzando come base comune l'anno 1995. La competitività di prezzo è definita in termini di prezzo relativo all'esportazione, dove questo valore risulta come una media ponderata di tutti i prezzi dei competitors del paese esportatore.

Oltre a queste variabili tradizionali, secondo gli Autori esistono altre variabili in grado di spiegare le performance delle esportazioni, ma questi altri fattori, associati ad esempio alla qualità dei prodotti, sono tipicamente qualitativi e quindi difficilmente implementabili in un modello quantitativo.

A differenza dei modelli visti in precedenza, gli Autori hanno incluso un trend non lineare all'equazione per la stima del volume di esportazioni, come segue:

$$f(t) = \exp(\alpha(t-\beta)^2)$$

dove $\alpha < 0$ e t è un trend lineare rispetto al tempo. Questa funzione tenderà a zero man mano che aumenta t , e quindi il suo effetto diminuisce nel tempo.

Le variazioni alle performance delle esportazioni di un paese potrebbero essere associate al suo stato di sviluppo. Per esempio cambiamenti della struttura industriale potrebbero portare al cambiamento, passando da un'economia basata sul settore primario, a una dedicata al settore secondario, producendo così un rapido aumento della quota di mercato delle esportazioni di beni manifatturieri. O ancora gli export potrebbero essere influenzati da flussi di investimenti diretti esteri in entrata, i quali favoriscono il progresso tecnologico e la qualità dei prodotti; o da flussi di investimenti in uscita, per attingere a manodopera a basso costo. Più in generale l'inclusione di un trend non lineare rappresenta il tentativo di catturare questi effetti che verrebbero altrimenti ignorati e inclusi all'interno delle altre variabili. Oltre a questi fattori, è necessario tenere in considerazione dei termini in grado di misurare eventuali variazioni nella domanda di beni di importazione. Queste variazioni possono derivare ad esempio dalla mutata preferenza del consumatore rispetto ai beni domestici o importati, o ancora al desiderio del consumatore di una maggiore

varietà. Il trend incluso nell'equazione cercherà di stimare anche questi fenomeni altrimenti non considerati.

L'equazione proposta dagli Autori è in forma logaritmica, e si presenta come:

$$\Delta \log XMPERF = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log XMPERF + \alpha_2 \Delta \log XMVKT + \alpha_3 \Delta \log XMVKT_{-2} + \alpha_4 \Delta \log RPXM + \alpha_5 \Delta \log RPXM_{-1} + \alpha_6 \log XMPERF_{-1} + \alpha_7 \log RPXM_{-1} + \alpha_8 f(t)$$

dove $XMPERF$ è il rapporto tra il volume degli export dei beni manifatturieri e la domanda di mercato degli export dei beni manifatturieri ($XMVKT$), e $RPXM$ sono i prezzi relativi alle esportazioni di beni manifatturieri. $f(t)$ infine rappresenta un trend non lineare, come già visto in precedenza.

La forma dinamica è spiegata in termini di cambiamento delle performance delle esportazioni, quindi anche nel caso di un periodo di breve termine l'effetto del cambiamento della domanda sui volumi delle esportazioni è valutato implicitamente contro l'ipotesi nulla di elasticità unitaria.

La stima è stata condotta con il metodo dei minimi quadrati ordinari, cercando di stimare l'equazione per ogni paese separatamente. Una volta ottenuta una soddisfacente serie di singole equazioni, esse vengono stimate all'interno di un sistema, in modo da poter imporre una serie di parametri comuni, per testare l'influenza dei residui in comune. I test effettuati sul modello di regressione iniziale hanno rivelato una forte correlazione nella contemporaneità dei residui tra i vari paesi, suggerendo agli Autori la necessità di utilizzare il metodo *seemingly unrelated regression equations* per la stima delle equazioni.

II. 4. 3 Pain et. al. 2005

Nel contributo di Pain, Mourougane, Sedillot e Le Fouler (2005), vengono analizzati e rielaborati gli studi più recenti che trattano la stima delle equazioni dei volumi e dei prezzi degli scambi internazionali. Il modello che deriva dal lavoro degli Autori è stato utilizzato poi dall'OECD per monitorare e prevedere i flussi commerciali mondiali. Rispetto a quanto realizzato da Murata et. al. (2000), gli Autori compiono un'analisi empirica su un database rappresentativo dei flussi di import ed export non solo per i beni, ma anche comprensivo dei servizi, con copertura temporale trimestrale. Il database utilizzato è l'IMF *Direction of trade statistics*. Gli Autori hanno utilizzato indicatori diversi rispetto a quelli utilizzati da Murata et. al. (2000) per il calcolo delle variabili nelle equazioni degli import e degli export, in particolare utilizzando un diverso metodo di ponderazione nella domanda di mercato e nella competitività di prezzo. Le matrici di dati utilizzate da Murata (2000) sono state costruite utilizzando dei dati provenienti dal sito UN COMTRADE, che contiene i dati di import ed export per i soli beni, disaggregati a livello merceologico e per area geografica, con cadenza annuale. I dati di import ed export dei servizi sono invece stati ricavati sia da fonti nazionali che internazionali (ad esempio il database Eurostat). La copertura dei dati per gli export però risulta meno disaggregata a livello merceologico e la disponibilità temporale è molto limitata. Per questo motivo gli Autori Pain et. al. (2005) utilizzano delle nuove matrici di dati estratte dal sito dell'IMF, con cadenza trimestrale, sia per import ed export dei beni, sia di servizi. Inoltre la copertura temporale è molto più ampia, e sono stati inclusi i dati di alcuni paesi africani non inclusi nei precedenti database. Il nuovo sistema di ponderazione utilizzato dagli Autori è riassumibile come:

$$w_i = XGS_{i \rightarrow p} / XGS_{w \rightarrow p}$$

Dove $XGS_{i \rightarrow p}$ rappresenta l'esportazione di beni e servizi dal paese i al paese p ,

mentre XGS_{w-p} rappresentano le esportazioni di beni e servizi dal mondo al paese p . L'equazione standard utilizzata per la stima delle esportazioni di beni e servizi proposta dagli Autori viene di seguito riportata:

$$\Delta \ln(X_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_{1i} \Delta \ln(X_{i,t-1}) + \alpha_{2i} \Delta \ln(W_{i,t}) + \alpha_{3i} \Delta \ln(W_{i,t-1}) + \alpha_{4i} \Delta \ln(RPX_{i,t}) + \alpha_{5i} \Delta \ln(RPX_{i,t-1}) + \alpha_{6i} [\ln(X_{i,t-1}) - \ln(W_{i,t-1}) - \alpha_{7i} \ln(RPX_{i,t-1}) - \alpha_{ji} TREND_t] + \varepsilon_{i,t}$$

Dove X rappresenta il volume di esportazione di beni e servizi, W è la domanda di esportazioni del paese i -esimo, RPX è un indice di competitività di prezzo dei beni esportati rispetto a quelli domestici e $TREND$ è una funzione deterministica del tempo. Questa formulazione come specificato dagli Autori è molto simile a quella proposta da Murata et. al. (2000) utilizzata per la stima degli export di beni manifatturieri. Il lavoro degli Autori, oltre alla stima del volume delle esportazioni, si è focalizzato anche sulla stima del volume delle importazioni, e dei prezzi relativi. Dopo aver proceduto con la stima di ogni una singola equazione per ogni stato, in modo da ottenere dei risultati soddisfacenti ai test statistici convenzionali, gli Autori ne hanno osservato i risultati, che mostrano come l'elasticità calcolata rispetto alla competitività di prezzo sia generalmente inferiore rispetto a quanto osservato nel lavoro di Murata (2000).

II. 4. 4 Algieri 2010

L'analisi svolta da Algieri (2010) sviluppa la tematica della stima dell'equazione del volume di export per i paesi dell'area Euro e i suoi maggiori competitors, cercando di quantificare il contributo dei principali fattori quali competitività di prezzo e domanda estera di beni esportati. Oltre a questi due fattori tradizionalmente ritenuti in grado di spiegare l'andamento del volume delle esportazioni (Goldstein e Khan, 1985), l'autrice ha cercato di sviluppare una

metodologia in grado di catturare l'influenza di altri fattori non connessi con quelli tradizionali. L'analisi è stata condotta per i paesi Euro area: Germania, Italia, Olanda, Spagna; e per tre competitors: Stati Uniti, Giappone e Regno Unito. L'autrice, dopo aver ripreso i più recenti studi sulla stima dell'equazione delle esportazioni (Murata et. al.,2000; Pain et. al., 2005), ed osservando la persistenza di residui risultato dell'applicazione di modelli con sole variabili *price* e *market oriented*, ha incluso una variabile UC (*unobserved component*)⁷, in aggiunta alle variabili tradizionali che costituiscono il modello, nella forma di un trend dipendente dal tempo. Il trend è stato incluso per cercare di spiegare aspetti quali la qualità e il livello tecnologico dei beni esportati, che in precedenza non erano stati considerati. L'autrice utilizza la tecnica formalizzata dagli Autori Harvey e Shephard (1993) per il trattamento della UC, già utilizzata in precedenza per l'analisi di GDP, inflazione e disoccupazione, che nel campo dell'economia internazionale non era mai stata ancora utilizzata. Per l'analisi della UC è stata utilizzata una metodologia basata sulla sua forma strutturale: il modello UC è stato considerato come l'equazione osservata di un SSM (*space state model*)⁸ con l'utilizzo del *Kalman Filter*⁹ per la stima di parametri della regressione. La struttura base di un modello UC come sviluppato da Harvey

⁷ Person (1919, 1926) è stato il primo economista a identificare la presenza delle variabili non osservate nelle serie temporali. Le serie temporali economiche possono essere viste come il risultato di quattro tipi di fluttuazioni: trend ciclo e stagionalità (le tre componenti sono comuni con il trattamento tradizionale delle serie storiche (Di Fonzo, Lisi, 2005)) ed una quarta fluttuazione dovuta agli sviluppi delle singole serie (Algieri 2010). Ad esempio nel lavoro di Algieri (2010) la componente UC è stata calcolata come il risultato di nove variabili, come di seguito descritto.

⁸ e ⁹ Esistono due principali approcci per l'identificazione e la stima della variabile UC. Il primo approccio considera la variabile UC come l'equazione osservata di un State Space Model, un modello che utilizza delle variabili di stato per catturare le dinamiche di y_t . Il Kalman Filter è stato utilizzato per stimare i parametri nella regressione (il Kalman filter è un algoritmo utilizzato per la stima ottimale delle variabili di stato di un SSM, basandosi sulle variabili osservate). Un secondo approccio richiede l'utilizzo della procedura di Box-Jenkins. Questa procedura consiste in tre fasi fondamentali dopo una fase preliminare in cui si testa la stazionarietà della serie o viene applicata adeguata trasformazione, che sono: 1) identificazione del modello: vengono identificati gli ordini del modello tramite analisi della funzione di autocorrelazione; 2) stima dei parametri con i metodi della massima verosimiglianza o dei MMO; 3) verifica del modello tramite controllo diagnostico (Di Fonzo, Lisi, 2005). Nell'analisi condotta da Algieri (2010) verrà impiegato il primo metodo, in quanto in grado di enfatizzare "le proprietà stocastiche dei dati" (Harvey e Jaeger, 1993).

(1989) può essere scritta come:

$$y_t = \alpha + \pi_t x_t + \mu_t + \varepsilon_t;$$

Dove α è una costante, x_t è un vettore $k \times 1$ di regressori esogeni, π_t è un $k \times 1$ vettore di coefficienti, μ_t è un trend rispetto al tempo o UC, ε_t è una componente normalmente distribuita con media 0 e varianza costante. Il vettore x_t include valori ritardati della variabile dipendente fintanto che i valori ritardati rappresentano delle variabili esogene. In generale, la componente trend assume una forma come di seguito riportata:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t; \quad \eta_t \approx NID(0, \sigma_\eta^2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t; \quad \xi_t \approx NID(0, \sigma_\xi^2)$$

Dove la prima equazione definisce il livello del trend, e la seconda equazione la sua pendenza (β), in altre parole β rappresenta il tasso di crescita del trend. η_t e ξ_t sono errori stocastici normalmente distribuiti, indipendenti uno dall'altro in tutti i periodi temporali. Il trend potrebbe essere un processo *random walk con drift*, quando $\sigma_\xi^2 = 0$ e $\sigma_\eta^2 > 0$, o un processo *random walk senza drift* quando $\sigma_\xi^2 = 0$ e $\sigma_\eta^2 > 0$ e $\beta = 0$. Nel caso in cui si osservi la non stazionarietà dei dati per effetto di un trend deterministico, il modello, come suggerito da Harvey e Scott (1994), diventerà:

$$\Delta y_t = \alpha + \pi_t \Delta x_t + \delta x_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t;$$

dove le variabili ritardate costituiscono la componente dinamica di lungo termine, mentre l'operatore differenza rappresenta la componente di breve termine.

L'equazione tradizionale è stata quindi formulata secondo la forma ECM (*error correction model*)¹⁰, includendo una variabile UC, come di seguito riportato:

$$\Delta \log xvol_t = \delta_1 \Delta \log fd_t + \delta_2 \Delta \log rpx_t - \lambda (\log xvol_{t-1} - \alpha_1 \log fd_{t-1} - \alpha_2 \log rpx_{t-1} - \alpha_3 \mu_t) + \varepsilon_t;$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t; \quad \eta_t \approx NID (0, \sigma^2_\eta)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t; \quad \xi_t \approx NID (0, \sigma^2_\xi)$$

che con opportune sostituzioni e applicando le proprietà dei logaritmi diventa:¹¹

$$\Delta \log xvol_t = \delta_1 \Delta \log fd_t + \delta_2 \Delta \log rpx_t - \gamma_1 \log ms_{t-1} + \gamma_2 \log rpx_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t;$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t; \quad \eta_t \approx NID (0, \sigma^2_\eta)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t; \quad \xi_t \approx NID (0, \sigma^2_\xi)$$

con *ms* (*market share*) = *xvol/fd*, *xvol* volume delle esportazioni, *rpx* il prezzo relativo alle esportazioni, *fd* la domanda di esportazioni e μ rappresenta la componente latente, in grado di spiegare diversi fenomeni, tra i quali globalizzazione della produzione, vantaggi tecnologici dei fornitori e aumento degli standard qualitativi. Questi fattori sono stati distinti in *technological non price factors*, come l'attività di registrazione di brevetti, la spesa in R&D, IDE, la qualità dei prodotti; e *structural non-price competitiveness factors*, quali per esempio il livello di istruzione.

¹⁰ Con Error Correction Model (ECM) viene identificata una specifica metodologia per il trattamento e la stima di serie storiche con componenti trend stocastiche. La metodologia verrà di seguito approfondita, vedi paragrafo XX.

¹¹ Se consideriamo l'equazione di partenza potremmo applicare la proprietà dei logaritmi $\log(a) - \log(b) = \log(a/b)$ e definendo $\gamma_1 = \lambda, \alpha_1 = 1, \gamma_2 = \lambda \alpha_2, \alpha_3 = 1/\lambda$ nell'equazione in modo da far diventare $\Delta \log xvol_t = \delta_1 \Delta \log fd_t + \delta_2 \Delta \log rpx_t - \gamma_1 \log (xvol_{t-1}/fd_{t-1}) + \gamma_2 \log rpx_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t$, e quindi ponendo $ms = xvol/fd$ si arriverà all'equazione finale.

I dati utilizzati per l'analisi sono stati raccolti nel *NiGEM* database, all'interno del quale è possibile trovare numerose serie di dati storici con disaggregazione temporale trimestrale, di numerose variabili macroeconomiche, raccolte e rielaborate dai principali database, quali l'IMF (database raccolto dalla Banca Mondiale contenente numerose serie storiche, relative a indicatori macroeconomici, finanziari ed altre variabili), *ilibrary.OECD* (database contenente variabili macroeconomiche, provenienti dai paesi membri OECD e maggiori competitors), Eurostat (database raccolto dalla commissione statistica dell'Unione Europea, contenente le statistiche ufficiali dell'UE), e altre fonti minori o nazionali. La matrice dati utilizzata è stata costruita con dati trimestrali per il periodo 1978 al 2009. La variabile dipendente, è stata indicizzata all'anno 2000 (2000 = 100). La variabile *fd* è stata calcolata come una somma ponderata degli import dei maggiori partner commerciali, dove ogni valore di ponderazione assegnato ad ogni partner è stato calcolato come un rapporto tra il valore degli export nel paese partner rispetto al totale delle esportazioni. Un simile sistema di ponderazione è stato utilizzato per calcolare il prezzo relativo alle esportazioni. Il prezzo relativo alle esportazioni è stato indicizzato anch'esso, ma all'anno 1992. A tutte le variabili è stata applicata una trasformazione logaritmica per ottenere, tra gli altri, il vantaggio di poter esprimere i coefficienti risultati dall'applicazione della trasformazione come elasticità delle variabili incluse. Per osservare la correttezza o meno della modellazione proposta, l'autrice procede alla stima del modello in tre diversi scenari: il primo, inserendo un trend stocastico come da equazioni sopra riportate; il secondo, rappresentato dal modello più tradizionale con un trend deterministico lineare e delle variabili dummy; infine un terzo senza nessun trend. In questa prima analisi i segni e le elasticità stimate sono in linea con i precedenti lavori.

Per stimare la componente UC è stato utilizzato un modello FE (*fixed effect*) su un dataset di tipo panel comprendente dati relativi al periodo 1980 - 2008. Il trend stimato è stato utilizzato come variabile dipendente di una regressione di nove variabili:

$$stoch\ trend_{it} = \beta_0 + \beta_1 (FDI_1)_{it} + \beta_2 (FDI_2)_{it} + \beta_3 (GFCF)_{it} + \beta_4 (HT)_{it} + \beta_5 (LT)_{it} + \beta_6 (MHT)_{it} + \beta_7 (MLT)_{it} + \beta_8 (M)_{it} + \beta_9 (R\&D)_{it} + \varepsilon_{it};$$

dove M è la percentuale di brevetti, GFCF è la quantità di capitale investito nella formazione, R&D è la percentuale di spesa in R&D rispetto al GDP, FDI₁ rappresentano i flussi in entrata di investimenti esteri, mentre gli FDI₂ i flussi in uscita, HT la percentuale di industrie che producono beni ad alto contenuto tecnologico, LT a basso, MHT a medio alto, MLT a medio basso. Infine alle variabili sopra indicate sono state aggiunte delle dummy per considerare l'effetto paese. Il modello è quindi stato stimato ed i risultati ottenuti mostrano come sette delle nove variabili sono statisticamente significative, e misurano il 58% circa della variabilità della variabile dipendente, con quattro elasticità stimate che registrano valori sotto l'unità ed una sola elasticità negativa. I residui della regressione sono normalmente distribuiti.

III. Il modello considerato

L'analisi empirica di seguito riportata che cerca di stimare l'equazione del volume degli export è stata condotta partendo dal modello tradizionale di beni imperfetti sostituti. In particolare si è ripreso il modello econometrico proposto nel lavoro di Senhadji e Montenegro (1998). Di seguito verranno quindi presentate le variabili utilizzate durante la stima delle equazioni. Lo scopo dell'analisi è quella di stimare l'equazione del volume delle esportazioni americane, e le singole equazioni che descrivono l'andamento delle esportazioni tra gli Stati Uniti ed i maggiori partner commerciali americani. La scelta di analizzare solamente l'equazione americana è dettata dalla disponibilità dei dati relativi alle diverse variabili incluse nell'equazione stimata. In particolare per stimare le singole equazioni che descrivono l'andamento delle esportazioni di un

paese rispetto ai propri maggiori partner commerciali, è necessario conoscere il valore delle esportazioni da paese esportatore a partner commerciale, con disaggregazione temporale trimestrale. Gli Stati Uniti sono l'unico paese del quale è stato possibile estrarre i dati relativi a questa variabile. La differenza con le analisi proposte da altri autori è appunto questa peculiarità, nel lavoro proposto si è cercato di stimare non solo l'equazione generale delle esportazioni di un paese ma anche le singole equazioni che descrivono l'andamento delle esportazioni da paese a paese. E' stata utilizzata una adeguata metodologia statistica in grado di tener conto della non stazionarietà delle serie storiche economiche, problematica che verrà ampiamente trattata nel prossimo capitolo. Se la verifica della presenza di una relazione di cointegrazione fosse positiva si stimerà un appropriato modello a correzione dell'errore (ECM) riportato qui di seguito:

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta fd_t + \phi_2 \Delta rpx_t - \phi_3 [y - \gamma_0 + \gamma_1 fd + \gamma_2 rpx]_{t-1} + v_t \quad (1)$$

Dove con y è indicato il volume delle esportazioni americane, fd la domanda estera di beni del paese esportatore, rpx il prezzo relativo all'esportazione del paese esportatore, v rappresenta infine la componente di errore del modello. Questa metodologia tiene conto della non stazionarietà delle serie economiche a disposizione per l'analisi.

III. 1 Il modello macroeconomico

Consideriamo un'economia composta da due paesi, con una popolazione identica e dalle uguali preferenze, con lo stesso livello iniziale di benessere, ed identico livello di tassazione (Hodrick 1987). Ogni consumatore può scegliere di acquistare beni dal proprio paese o da quello estero. Verrà analizzata quindi la funzione di esportazione di un solo paese (x_t), chiamato paese esportatore,

mentre il paese importatore verrà indicato con *. Della propria funzione di utilità di ogni consumatore il valore atteso è dato dalla seguente:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} (1+\delta)^{-t} u(d_t^*, m_t^*) \right] \quad (2)$$

Dove d_t rappresenta la domanda di beni di produzione del paese importatore, ed m_t rappresenta la domanda di beni del paese esportatore (i beni importati consumati) e δ un tasso di preferenza soggettivo (Hall, 1978). Essendo un sistema a due soli paesi la quantità di beni di importazione del paese importatore sarà uguale alla quantità di beni esportati dal paese esportatore.

Le preferenze degli agenti si assumono essere indipendenti dalla loro nazionalità, entrambi i beni sono preferiti allo stesso modo, e gli agenti sono avversi al rischio allo stesso modo. Si assume che le condizioni di Inada siano rispettate (Hodrick, 1987)¹².

Ogni consumatore cercherà di massimizzare la propria funzione di utilità, equazione (2), sotto il proprio vincolo di bilancio. Consideriamo come costanti i redditi per ogni consumatore. Ogni consumatore con il suo reddito potrà acquistare una quantità massima di beni, x , suddivisa in beni domestici, e beni esteri, che dovranno essere moltiplicati per il loro prezzo (tenuto conto il tasso di cambio). Il modello è di tipo multiperiodale, quindi nel periodo t il consumatore avrà a disposizione il reddito prodotto in t , più l'eventuale avanzo o disavanzo del periodo $t-1$ da capitalizzare per un tasso d'interesse r . Si assuma che b_{t+1} sia la quantità totale di reddito presente nel paese nel periodo $t+1$, che dipenderà dalla quantità b_t^* di ricchezza risparmiata nel periodo t se positivo, o la quantità di ricchezza presa in prestito se negativo, e^* la produzione interna di beni, d la quantità di beni domestici consumati e m la quantità di beni importati acquistati dai consumatori. Questa equazione rappresenterà il vincolo per il

¹² Queste condizioni richiedono che il rapporto tra l'utilità marginale rispetto ai beni di produzione interna e l'utilità marginale rispetto ai beni importati sia uguale a 0 quando il consumo del bene uno tende ad infinito, mentre il consumo del bene due rimane costante, e viceversa.

sistema di equazioni. Il sistema di equazioni e vincoli diventerà quindi un problema di massimizzazione dell'equazione di utilità dei consumatori:

$$\underset{[d^*_t, m^*_t]_{t=0}}{\text{Max}} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} (1+\delta)^{-t} u(d^*_t, m^*_t) \right] \quad (3)$$

soggetta ai vincoli:

$$b^*_{t+1} = (1+r) b^*_t + (e^*_t - d^*_t) - p_t m^*_t \quad (4)$$

$$e^*_t = (1-\rho) e^* + \rho e^*_{t-1} + \xi^*_t \quad \xi^*_t \sim (0, \sigma^2) \quad (5)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{h_{T+1}^*}{T} = 0 \quad (6)$$

$$\prod_{t=0} (1+r)^{-1}$$

dove il primo vincolo (equazione 4) rappresenta l'equazione della disponibilità di acquisto nel paese, il secondo (equazione 5) rappresenta la funzione della produzione domestica di beni rappresentata come un processo stocastico che segue un processo AR(1) con media e^* (Senhadji e Montenegro, 1998), e il terzo vincolo (equazione 6) rappresenta la condizione che regola lo schema di Ponzi¹³. Nelle equazioni 4,5 e 6 b^*_{t+1} rappresenta la disponibilità totale del paese nel periodo $t+1$; b^*_t rappresenta, se positiva la quantità di reddito risparmiato nel paese nell'epoca t , se negativo la quantità di denaro preso in prestito per il consumo dal paese nell'epoca t ; r rappresenta il tasso di interesse mondiale; e^*_t rappresenta la produzione totale interna dei beni, formata dalla quantità domestica consumata (d^*_t) nel periodo t , più la quantità di beni esportati dal paese nel periodo t ; p_t rappresenta il prezzo relativo dei beni d'esportazione

¹³ Lo schema di Ponzi è un sistema truffaldino in cui i primi che aderiscono al sistema si arricchiscono alle spalle dei prossimi soggetti che entrano. La condizione per uscire dallo schema di Ponzi viene imposta per evitare che per t che tende ad infinito nel paese si continui a spendere più di quanto prodotto per alzare il vincolo e quindi poter scegliere un paniere con utilità maggiore, senza poi effettivamente reintegrare nei prossimi periodi quanto speso in più oggi.

acquistati nel paese. Applicando la regola dei moltiplicatori di Lagrange per risolvere il problema di massimizzazione vincolata della funzione di utilità $u(d_t^*, m_t^*)$ rispetto al primo vincolo, la nuova funzione obiettivo diventerà:

$$u(d_t^*, m_t^*) = \lambda (b_{t+1}^* - (1+r) b_t^* - (e_t^* - d_t^*) + p_t m_t^*) \quad (7)$$

La condizione di prim'ordine per d_t^* sarà:

$$u'_{d_t^*} = \lambda_t \quad (8)$$

Allo stesso modo la condizione di prim'ordine per m_t^* diventerà:

$$u'_{m_t^*} = \lambda_t p_t \quad (9)$$

dove λ_t è il moltiplicatore di Lagrange (Senhadji e Montenegro, 1998). Tralasciando i passaggi algebrici l'equazione 2 soggetta ai vincoli:

$$u(d_t^*, m_t^*) = A_t (d_t^*)^{1-\alpha} (1-\alpha)^{-1} + B_t (m_t^*)^{1-\beta} (1-\beta)^{-1} \text{ con } \alpha > 0, \beta > 0; \quad (10)$$

dove

$$A_t = e^{a_0 + \varepsilon_{A,t}}$$

$$B_t = e^{b_0 + \varepsilon_{B,t}}$$

dove A e B sono stock di preferenze, e si presentano come una funzione esponenziale di stock stazionari. Si calcolano ora a partire dalla funzione di utilità (equazione 10), le utilità marginali rispetto a d_t^* e ad m_t^* , per poi sostituirle all'interno delle condizioni di prim'ordine derivanti dalla massimizzazione con metodo di Lagrange, come segue;

$$u'_{d^*_t} = A_t (d^*_t)^{-\alpha} (1-\alpha) (1-\alpha)^{-1} \quad (11)$$

che diventa:

$$u'_{d^*_t} = A_t (d^*_t)^{-\alpha} \quad (12)$$

analogamente:

$$u'_{m^*_t} = B_t (m^*_t)^{-\beta} \quad (13)$$

che opportunamente sostituite nelle equazioni risultanti dall'applicazione della regola del moltiplicatore di Lagrange diventa:

$$\lambda_t = A_t (d^*_t)^{-\alpha} \quad (14)$$

$$\lambda_t p_t = B_t (m^*_t)^{-\beta} \quad (15)$$

dopo aver isolato dalla prima e dalla seconda equazione risultanti rispettivamente d^*_t e m^*_t , viene utilizzata la trasformazione logaritmica per sfruttarne le proprietà:

$$\log (m^*_t) = \log(\lambda_t^{-1/\beta}) - \log(B_t^{-1/\beta}) + \log(p_t^{-1/\beta}) \quad (16)$$

e sostituendo all'interno dell'equazione $\lambda_t = A_t (d^*_t)^{-\alpha}$ ed applicando le proprietà dei logaritmi ed opportune semplificazioni si otterrà:

$$\log (m^*_t) = - 1/\beta \log(A_t) + \alpha/\beta \log (d^*_t) + 1/\beta \log(B_t) - 1/\beta \log(p_t) \quad (17)$$

Considerando $c_0 = (1/\beta) (b_0 - a_0)$ e $\varepsilon_t = (1/\beta) (\varepsilon_{A,t} - \varepsilon_{B,t})$ possiamo riscrivere l'equazione come:

$$\log (m^*_t) = c_0 + \alpha/\beta \log (d^*_t) - 1/\beta \log(p_t) + \varepsilon_t \quad (18)$$

dove m^*_t visto le ipotesi inserite inizialmente sarà uguale al volume di beni esportati dal paese esportatore (x_t), e d^*_t sarà uguale al volume totale di beni prodotti dal paese importatore (GDP), meno il volume delle esportazioni del paese importatore ($d^*_t = e^*_t - x^*_t$). Quindi l'equazione può essere riscritta come:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 fd + \phi_2 rpx + \varepsilon_t \quad (19)$$

dove $y_t = \log (x_t)$, $fd = \log (d^*_t)$, $rpx = \log(p_t)$, $\phi_0 = c_0$, $\phi_1 = \alpha/\beta$, $\phi_2 = -1/\beta$.

III. 2 Le variabili considerate

Per analizzare l'equazione che descrive il volume di esportazioni è necessario poter di alcune variabili macroeconomiche non direttamente rilevabili, come osservato da Senhadji e Montenegro (1998). Per questo è importante scegliere delle *proxy* in grado di spiegare il fenomeno osservato. In particolare per la variabile *fd* (domanda estera di beni provenienti dal paese esportatore), in caso dell'analisi del volume di esportazioni degli stati uniti verso uno specifico partner commerciale, la variabile considerata è stata calcolata come la differenza tra il GDP ed esportazioni del paese partner, come suggerito da Senhadji e Montenegro (1998). Per quanto riguarda invece l'analisi del volume delle esportazioni americane, la variabile *fd* è stata calcolata come la somma algebrica delle differenze tra GDP ed esportazioni dei maggiori cinque (Aligieri, 2010) partner americani (ad esclusione della Cina per la mancanza sia del dato relativo al GDP cinese che alle esportazioni cinesi trimestrali). A differenza di quanto

fatto da Senhadji e Montenegro (1998), non si è ritenuto appropriato calcolare un uguale sistema di ponderazione applicato dagli autori. In altre analisi simili, anziché utilizzare la variabile GDP – esportazioni, come proxy per fd è stata utilizzata una somma ponderata delle importazioni dei maggiori partner commerciali del paese esportatore (Aligieri, 2010).

Allo stesso modo è stato necessario scegliere un proxy adeguato per la variabile prezzo relativo all'esportazione. Esistono specifici indicatori calcolati da IMF o OECD, che però non sono stati utilizzati nell'analisi delle singole equazioni tra Stati Uniti e partner commerciale, poiché per il Messico non è disponibile alcun valore e in altri casi l'indicatore non è stato calcolato per l'intero orizzonte temporale considerato. Per questo è stato necessario utilizzare un indicatore di prezzo disponibile anche se non specifico rispetto al fenomeno da descrivere. La scelta è caduta su un rapporto tra il deflatore del GDP americano rispetto a quello dei diversi partner commerciali. Il deflatore del GDP è un indicatore di prezzo costruito come il rapporto tra GDP reale e GDP nominale, che riflette il livello dei prezzi in un paese. Come analizzato da Cà Zorzi (2007), l'indicatore deflatore del GDP ha un'alta correlazione rispetto ad altri indicatori di prezzo, quali ad esempio PPI (indice di prezzo di produzione) o CPI (indice di prezzo dei consumi). Nonostante queste osservazioni è necessario osservare come l'indicatore di prezzo deflatore del GDP non tenga in considerazione il livello del potere d'acquisto. I valori dei diversi deflatori del GDP sono calcolati in numero indice con base 2005.

Per l'equazione generale delle esportazioni americane è stato utilizzato l'indicatore chiamato *relative export price* calcolato dalla divisione statistica dell'IMF, in formato numero indice con base 2005.

III. 3 I dati utilizzati

I dati utilizzati sono stati estratti da diversi database. In particolare si è scelto di utilizzare dati con cadenza trimestrale, in modo da poter disporre di una

sufficiente numerosità per condurre l'analisi. Oltre a questa disaggregazione temporale, la necessità di poter disporre di una disaggregazione geografica tale da poter confrontare l'equazione per le esportazioni rispetto a diversi partner commerciali, hanno obbligato la scelta del paese sul quale condurre l'analisi verso gli Stati Uniti. Infatti solo per gli Stati Uniti è possibile trovare questa duplice disaggregazione per il valore delle esportazioni. Il database utilizzato quindi per reperire i dati relativi alle esportazioni ed importazioni statunitensi è rappresentato dal BEA.GOV, (Board of Economic Analysis), database fornito dall'ente americano per le statistiche economiche. All'interno del database è possibile trovare molti dati macroeconomici americani, con cadenza annuale, trimestrale per alcune serie, e mensile per altre. Si è scelto di utilizzare un orizzonte temporale dal 1986 al 2012, per la disponibilità dei dati delle serie. I dati scaricati oltre a questo tipo di disaggregazioni, erano disponibili anche con disaggregazione merceologica per tipo di beni o servizi offerti. Questo tipo di disaggregazione però non sono stati utilizzati durante l'analisi di seguito riportata, in quanto non riscontrabile negli altri indicatori considerati.

Per quanto riguarda gli altri indicatori macroeconomici, i dati aggregati delle esportazioni ed i valori del GDP trimestrale per i maggiori partner commerciali americani sono stati scaricati dal database dell'OECD. Per quanto riguarda i primi, non era disponibile alcuna disaggregazione se non quella temporale.

Per quanto riguarda l'indicatore che meglio spiegava l'andamento del prezzo relativo all'esportazione, sono state percorse più strade per la sua ricerca. In particolare si è scelto di utilizzare il database BLOOMBERG per la ricerca di questo indicatore. Bloomberg Professional System contiene dati in campo finanziario ed economico (azioni, obbligazioni, futures, warrants, tassi di interesse, tassi di cambio, prezzi delle merci, dati macroeconomici, dati di bilancio, ecc.), ricavati dai più importanti database internazionali. All'interno del database sono presenti due indicatori di prezzo per l'esportazione, un primo costruito dall'OECD, e un secondo dall'IMF. Purtroppo però nessuno dei due era disponibile per il Messico. Quindi è stato scelto di utilizzare un indicatore di

prezzo, il deflatore del GDP, che nonostante non indicasse in modo diretto il prezzo relativo all'esportazione, fosse disponibile per i paesi considerati e per il periodo di riferimento. L'indicatore utilizzato è stato estratto dal database dell'IMF, all'interno del database WEO (*World Economic Outlook*).

IV. La metodologia statistica

Durante l'analisi empirica proposta in questo lavoro verranno riprese diverse metodologie statistiche utilizzate per realizzare la stima dell'equazione che descrive il volume di export di un paese. In particolare l'attenzione sarà focalizzata sulla natura delle serie storiche economiche, partendo da un primo approccio classico che spiega una serie storica come la risultante di tre componenti: trend, ciclo e stagionalità; che verrà utilizzata per la destagionalizzazione delle serie e per la trimestralizzazione di alcuni dati, reperibili solamente con cadenza annuale. Quindi verrà trattata la problematica della non stazionarietà dei dati, problema tipico delle serie storiche economiche, e della cointegrazione tra le variabili risolto con l'utilizzo del modello ECM (*Error Correction Model*).

IV. 4 L'approccio classico delle serie storiche

Secondo l'approccio classico di decomposizione di una serie storica, si assume che questa sia il risultato di due componenti, una prima componente completamente deterministica, $f(t)$, che costituisce la parte sistematica della serie, ed una seconda componente costituita da una sequenza di variabili causali (v.c.) solitamente assunte come indipendenti tra loro, che rappresenta la componente stocastica della serie e che obbedisce ad una determinata legge di probabilità. Nel trattamento del modello secondo l'approccio all'analisi delle serie storiche detto classico o tradizionale, si suppone che esista una "legge di

evoluzione temporale” del fenomeno, rappresentata da $f(t)$. La componente casuale viene invece assunta a rappresentare l’insieme delle circostanze, ciascuna di entità trascurabile, che non si vogliono o non si possono considerare esplicitamente in Y_t . I residui della serie non spiegabili dalla componente deterministica, vengono pertanto imputabili al caso ed assimilati ad errori accidentali. Ciò equivale a dire che questa componente accidentale viene generata da un processo *White Noise*¹⁴.

Tradizionalmente, per le serie storiche economiche, si assume che la parte sistematica $f(t)$ sia la risultante dell’azione congiunta di tre componenti, direttamente non osservabili, ma chiaramente definibili sul piano concettuale: il trend, il ciclo e la stagionalità. La prima componente, chiamata trend, rappresenta la tendenza di fondo del fenomeno considerato, riferita ad un lungo periodo di tempo. Esso è determinato prevalentemente da fenomeni quali lo sviluppo e l’evoluzione strutturale del sistema economico, che per loro natura si manifestano con grande gradualità e lentamente nel tempo. Per queste caratteristiche peculiari di questa prima componente, si assume come risultato di una funzione, solitamente lineare o polinomiale di grado non troppo elevato, in quanto sufficientemente regolare per spiegarne l’andamento nel tempo. La seconda componente, detta ciclo, rappresenta la componente congiunturale della serie, costituita dalle fluttuazioni attribuibili al succedersi del fenomeno considerato di fasi ascendenti e di fasi discendenti, generalmente collegate con le diverse fasi dell’intero sistema economico. Il ciclo è rappresentato come una componente di entità più indeterminata rispetto al trend, in quanto queste fluttuazioni non seguono necessariamente una qualche regolarità nel loro manifestarsi, sia per durata, che per ampiezza. Infine la terza componente è detta stagionalità, costituita da movimenti del fenomeno nel corso dell’anno che, per effetto dell’influenza di fattori climatici e sociali, tendono a ripetersi in maniera

¹⁴ Un processo *White Noise*, (letteralmente rumore bianco), identifica un particolare processo stocastico composto da una successione di v.c. indipendenti, identicamente distribuite, di media nulla e di varianza costante.

pressochè analoga nel medesimo periodo di anni successivi. (Di Fonzo, Lisi, 2005).

IV. 4.a La destagionalizzazione dei dati

Esistono diversi modelli di combinazione delle componenti appena descritte:

Modello additivo:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$$

Modello moltiplicativo:

$$Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot \varepsilon_t$$

Modello misto:

$$Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t + \varepsilon_t$$

Dove T_t rappresenta la componente *Trend*, C_t rappresenta il *Ciclo*, S_t rappresenta la *Stagionalità*, ed infine ε_t rappresenta la componente stocastica, generata da un processo *WN* con media zero e varianza costante. Nonostante il modello moltiplicativo sia il più utilizzato nella letteratura, e l'assenza di criteri univoci per la determinazione di quale modello sia più aderente ai dati, è suggeribile di applicarli entrambi, per poi scegliere quello che presenta il miglior adattamento dei dati (Tassinari G., 2013).

Per eseguire la destagionalizzazione dei dati è stata utilizzata la funzione *decompose()* del software R¹⁵. La funzione *decompose()* consente di decomporre la serie storica nelle componenti trend, ciclo, stagionalità e componente erratica.

¹⁵ R è un ambiente di programmazione orientato all'analisi statistica dei dati, libero ed *open source*, distribuito con la licenza GNU GPL. R nasce dall'esigenza di avere un supporto informatico adeguato alla crescente mole di calcoli richiesti dalle nuove tecniche statistiche sviluppate dagli anni 70 ad oggi.

In particolare, dopo aver applicato la funzione a una serie storica correttamente importata in R, la funzione restituisce un oggetto della classe “*decompose.ts*” con le seguenti componenti:

seasonal: un vettore con la stagionalità

figure: le stime della componente stagionale per i dodici mesi dell’anno

trend: un vettore con il trend della serie

random: un vettore con gli errori

type: “additive” o “multiplicative” a seconda di quanto specificato nel parametro per la scelta del modello da applicare (Ricci, 2005).

Per procedere con la destagionalizzazione della serie dopo averla scomposta nelle componenti principali, è sufficiente sottrarre o dividere a seconda del modello, dalla serie con i valori osservati, la componente stagionale stimata.

La destagionalizzazione dei dati è stata necessaria solo per alcune serie, in quanto la maggior parte dei dati disponibili utilizzati si trovano già nella loro

Il predecessore di R, è il linguaggio di programmazione S sviluppato da John Chambers alla fine degli anni 70 secolo presso i Bell Laboratories, e venne successivamente dato in esclusiva alla Insightful Corporation, che ne ha fatto un *software* di successo noto con il nome di S-PLUS. Solo di recente, grazie anche all’avvento della Rete, è nato il progetto Open Source R. Sviluppato inizialmente da Robert Gentleman e Ross Ihaka, R è un ambiente integrato che permette di elaborare dati, eseguire calcoli ed effettuare rappresentazioni grafiche. Le sue caratteristiche principali possono essere riassunte come segue:

- si compone da un insieme di strumenti per l’analisi statistica dei dati;
- si tratta di un linguaggio pensato per descrivere modelli statistici anche estremamente complessi;
- permette la rappresentazione grafica a video di dati ed analisi;
- è un linguaggio di programmazione orientato agli oggetti;
- è interamente gratuito sotto la licenza GNU *General Public License* (GPL) della *Free Software Foundation* ed *Open Source4*

La licenza GNU GPL è una licenza per la libera distribuzione del software. Gli utenti del software protetto da questo particolare tipo di licenza possono modificare il software, copiarlo e ridistribuirlo, con o senza modifiche, sia gratuitamente sia a pagamento. L’utente che distribuisce il software è obbligato a renderne disponibile il sorgente ad ogni acquirente, od a renderlo disponibile tramite un’offerta su richiesta dell’acquirente al solo costo della copia (questa particolare caratteristica è chiamata *copyleft*). L’utente non ha altro diritto di modifica o ridistribuzione al di fuori dalle condizioni di *copyleft*. Questa licenza è proprietà della FSF (*Free Software Foundation*), che però non detiene i diritti del software rilasciato con questa licenza (Baggio, 2008).

forma destagionalizzata: Solamente i dati relativi ai flussi di export dagli Stati Uniti ai maggiori partner commerciali sono disponibili solamente non destagionalizzati.

IV. 4.b Stima indiretta per le serie storiche trimestrali

La teoria classica di scomposizione delle serie economiche è stata utilizzata inoltre per la stima indiretta per le serie storiche trimestrali. In particolare il problema riscontrato per due serie storiche è quello di aver a disposizione la serie trimestralizzata solo dal primo trimestre 1999, mentre per i periodi dal 1986 al 1999 il dato è disponibile con frequenza annuale. E' necessaria quindi una procedura statistica per la stima indiretta dei dati trimestrali partendo da quelli annuali. La procedura si applica innanzitutto stimando trend e stagionalità (il ciclo è stato volutamente escluso dalla stima poichè il periodo temporale di riferimento troppo breve per manifestare effetti ciclici): la componente trend dai primi dati della serie, con frequenza annuale; la componente stagionale dai dati trimestrali. Una volta calcolati trend e stagionalità vengono stimati i valori trimestrali come risultato della combinazione delle due componenti, imponendo un vincolo secondo il quale la sommatoria dei quattro trimestri stimati sarà uguale al valore osservato annuale, e dove necessario provvedere con un adattamento dei valori stimati.

All'interno del calcolo del trend è stato utilizzato solamente il primo anno in cui i valori sono disponibili a livello trimestrale e non l'intero orizzonte temporale in cui i dati erano disponibili, in quanto, per effetto delle perturbazioni intervenute per effetto delle ultime pesanti crisi economiche (crisi del 2001-2003, 2008 fino ad ora), il trend che in passato appariva molto più regolare, negli ultimi anni mostra un andamento più irregolare. Nel capitolo V verranno riportati i risultati della stima.

IV.5 Previsione di valori futuri in una serie storica

Per previsione si intende una descrizione di avvenimenti futuri che si fondano su un insieme coordinato di ipotesi (Di Fonzo, Lisi, 2005). Una previsione può avere diversi scopi, e per scegliere la corretta metodologia statistica da adottare è necessario innanzitutto identificarne l'obiettivo della previsione. L'assunto logico in cui trova base una previsione, è che le informazioni disponibili del passato, adeguatamente trattate, sono in grado di ridurre l'incertezza riguardo la previsione degli avvenimenti futuri. Prima di scegliere il corretto metodo applicabile alla previsione è necessario quindi individuare l'obiettivo della previsione, come già visto in precedenza, e l'orizzonte temporale. Per quanto riguarda quest'ultimo, è possibile distinguere tra breve termine (12-18 mesi massimo), medio termine (non oltre i 5 anni) e lungo termine. Nel caso di questa analisi la previsione viene fatta per il primo trimestre 2012 per la variabile Deflatore del GDP Tedesco, poiché nei dati raccolti manca quel trimestre. Una volta identificato orizzonte temporale e scopo della previsione è stato scelto di utilizzare un approccio che gli autori Di Fonzo e Lisi (2005) chiamano metodo delle serie storiche. In particolare è stato utilizzato un modello ARIMA (*Autoregressivo Integrato a Media Mobile*).

IV.5.a Previsione mediante utilizzo di modelli ARIMA

In un processi chiamato ARIMA viene osservata la compresenza di due processi elementari, uno chiamato autoregressivo AR e uno chiamato media mobile MA. La componente I è detta integrazione, ed è presente quando la serie non è stazionaria. Le caratteristiche del modello ARIMA sono quelle ereditate dalle sue componenti. Quindi per comprendere il modello è necessario vedere brevemente le caratteristiche distintive dei modelli AR ed MA. Un processo autoregressivo di ordine uno è definito come:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dove $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$. Una peculiarità di questo processo è che se si opera procedendo a sostituzioni in modo ricorsivo è possibile riscrivere il processo come sommatoria infinita di variabili casuali *i.i.d.* $(0, \sigma^2)$:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= \phi^2 y_{t-2} + \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= \phi^2 y_{t-2} + \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= \dots$$

$$= \phi^2 y_{t-\tau} + \phi^{t-\tau} \varepsilon_{t-\tau+1} + \dots + \varepsilon_t$$

$$y_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^{\tau} \varepsilon_{t-\tau}$$

Analizziamo ora i momenti di un processo AR di ordine uno. La media di un processo AR(1) è pari a:

$$\mu = E[y_t] = E\left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^{\tau} \varepsilon_{t-\tau}\right] = \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^{\tau} E[\varepsilon_{t-\tau}] = 0$$

La varianza è pari a:

$$Var[y_t] = \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^{2\tau} Var[\varepsilon_{t-\tau}] = \sigma_{\varepsilon}^2 \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^{2\tau} = \sigma_{\varepsilon}^2 / (1 - \phi^2) \equiv \gamma_0$$

Dove γ_0 è la funzione di autocovarianza del processo. La funzione di covarianza è pari a:

$$\text{Cov}[y_t, y_{t-1}] = \text{Cov}[(\phi y_{t-1} + \varepsilon_t), y_{t-1}] = \phi \gamma_0$$

In generale:

$$\text{Cov}[y_t, y_{t-k}] = \gamma(k) = \phi^k \gamma_0$$

La funzione di autocorrelazione invece sarà uguale a:

$$\rho(k) = \gamma(k) / \gamma(0) = \phi^k$$

Quindi analizzando il correlogramma, nel quale sono evidenziati i valori della funzione di autocorrelazione e funzione di autocorrelazione parziale, sarà possibile immediatamente identificare un processo AR(1), e più in generale anche un processo AR(p). Un processo autoregressivo di ordine p AR(p) può quindi essere riscritto come:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Un processo media mobile MA di ordine uno, MA(1), è definito come:

$$y_t = \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dove $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$. La media di un processo MA(1) è uguale a:

$$E[y_t] = E[\theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t] = 0$$

Mentre la varianza di un MA(1) è uguale a:

$$\begin{aligned}
\text{Var}[y_t] &= \text{Var} [\theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t] \\
&= \theta^2 \text{Var} [\varepsilon_{t-1}] + \text{Var} [\varepsilon_t] + 2\text{Cov} [\theta \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t] \\
&= \theta^2 \sigma^2 + \sigma^2 \equiv \gamma(0)
\end{aligned}$$

Per quanto riguarda per la funzione di covarianza, questa è uguale a:

$$\gamma(1) = \text{Cov}[y_t, y_{t-1}] = \text{Cov}[(\theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t), (\theta \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1})] = \theta \sigma^2$$

$$\gamma(k) = \text{Cov}[y_t, y_{t-k}] = \text{Cov}[(\theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t), (\theta \varepsilon_{t-k-1} + \varepsilon_{t-k})] = 0$$

Quindi la funzione di autocorrelazione diventa:

$$\rho(1) = \theta \sigma^2 / (\theta^2 \sigma^2 + \sigma^2) = \theta / (\theta^2 + 1)$$

$$\rho(k) = 0$$

Quindi anche in questo caso analizzando il correlogramma è possibile identificare un processo MA(1) e più in generale un processo MA(q) che può essere scritto come:

$$y_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

Come visto in precedenza, la presenza allo stesso tempo in un processo stocastico di una componente autoregressiva ed una componente a media mobile da origine ad un processo chiamato ARMA. Nel caso in cui si combinino un processo AR(1) ed un processo MA(1) il risultato ARMA (1,1) sarà uguale a:

$$y_t = \phi y_{t-1} - \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Il processo ARMA erediterà le caratteristiche delle sue componenti: sarà stazionario se la sua componente AR sarà stazionaria, sarà invertibile se la sua componente MA è invertibile. Analogamente a quanto visto per i processi MA e AR è possibile riscrivere un modello ARMA di ordine rispettivamente p e q come segue:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

I processi AR, MA ed ARMA sono tutti processi stazionari.

Box e Jenkins (1976) hanno proposto l'estensione dei processi ARMA anche ad alcuni processi particolari non stazionari omogenei di grado d , che con opportune trasformazioni possono essere resi stazionari (Di Fonzo, Lisi, 2005).

Si definisca X_t come la d -esima differenza di Y_t , che sarà pari a:

$$Y_t = X_t (1-B)^d$$

Dove B è l'operatore *Backward* tale che $X_t B = X_{t-1}$.

Si dice che Y_t è un processo integrato di ordine d autoregressivo a media mobile (ARIMA(p,d,q)) se X_t è un processo ARMA (p,q). Quindi la non stazionarietà della serie viene eliminata dalla differenza di ordine d .

Per quanto riguarda la possibilità di utilizzare i modelli AR, MA, ARMA e ARIMA, per effettuare una previsione per $t+1$, questa può essere interpretata come la valutazione del valore atteso condizionato ad un insieme informativo. In questo modo è possibile esprimere una previsione di τ passi avanti come:

$$\hat{y}_{t+\tau|t} = E [y_{t+\tau} | I_t]$$

Nel caso ad esempio si voglia esprimere una previsione per il periodo $t+1$ di un processo AR(1) si avrà:

$$\begin{aligned}
\hat{y}_{t+1|t} &= E [y_{t+1}|I_t] \\
&= E [\hat{\phi} y_t|I_t] + E [\varepsilon_{t+1}|I_t] \\
&= \hat{\phi} E [y_t|I_t] = \hat{\phi} y_t
\end{aligned}$$

Analogamente è possibile esprimere una previsione per il periodo t+1 di un processo MA(1):

$$\begin{aligned}
\hat{y}_{t+1|t} &= E [y_{t+1}|I_t] \\
&= E [\hat{\theta} \varepsilon_t|I_t] + E [\varepsilon_{t+1}|I_t] \\
&= \hat{\theta} E [\varepsilon_t|I_t] = \hat{\theta} \varepsilon_t
\end{aligned}$$

L'errore di previsione sarà quindi la differenza tra il valore osservato ed il valore stimato, e si potrà calcolare solamente una volta osservato il valore previsto.

IV.6 Il problema della non stazionarietà delle serie

Un processo stocastico si dice stazionario se non presenta sistematici cambiamenti nella media e/o nella varianza, se quindi media e varianza sono indipendenti rispetto al tempo. Questa condizione è di necessaria imposizione per la tradizionale inferenza statistica. Senza questa condizione, ad esempio, non si è in grado di applicare il metodo dei minimi quadrati ordinari per la stima dei coefficienti del modello. Solo raramente tuttavia le serie storiche di fenomeni economici possono considerarsi generate da processi stocastici stazionari. Esse, infatti, presentano solitamente una tendenza di fondo, per cui non è accettabile quanto meno l'ipotesi di media costante nel tempo. Inoltre le variabili economiche osservate a cadenza infra annuale, presentano spesso andamenti

caratterizzati da una marcata periodicità riconducibile a fattori stagionali (Di Fonzo, Lisi, 2005). Uno studio sulle principali variabili macroeconomiche americane condotto da Nelson e Plosser (1982), ha mostrato come quasi la totalità delle variabili osservate risultavano non stazionarie.

La stazionarietà di un processo si può manifestare in due diversi modi, la prima più stringente e quasi mai osservata nella realtà, che impone “vincoli” sui momenti di qualsiasi ordine, detta *stazionarietà in senso forte o senso stretto*, la seconda meno restrittiva, e che impone condizioni solamente sui primi due momenti, detta *stazionarietà in senso debole*. Un processo stocastico si dice stazionario in senso stretto se le distribuzioni congiunte, rispettivamente, di $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ e di $(Y_{t_1+\tau}, \dots, Y_{t_n+\tau})$ per ogni insieme di istanti t_1, \dots, t_n e per ogni τ sono uguali. La stazionarietà in senso debole equivale alla stazionarietà in senso forte ponendo $\tau = 1$. Infatti in questo caso la stazionarietà in senso stretto implica che la distribuzione di Y_t sia la stessa per ogni t e dunque, purché i primi due momenti siano finiti, ne consegue che la media e la varianza sono entrambe costanti e non dipendono dall’istante t , ovvero

$$\mu_t = \mu$$

$$\sigma_t^2 = \sigma^2$$

per quando riguarda la funzione di autocovarianza, invece si ha:

$$\gamma_{t_1, t_2} = E \{ [Y_{t_1} - \mu][Y_{t_2} - \mu] \} = \gamma_{|t_1 - t_2|}$$

L’autocovarianza di un processo stazionario dipende solo dallo sfasamento temporale tra le due variabili, e non dagli istanti t_1 e t_2 . Nei processi stocastici stazionari, infatti, l’autocovarianza assume un ruolo fondamentale: essa è indice delle relazioni lineari esistenti tra le coppie di v.c. componenti il processo

stocastico, prese con uno sfasamento pari a k . Inoltre, l'autocovarianza di un processo stocastico stazionario è una funzione pari di k , il che consente di limitare il calcolo della funzione di autocovarianza ai soli valori positivi di k (Di Fonzo, Lisi, 2005).

IV.6.a Serie Trend Stazionarie e Trend Stocastici

In merito alla non stazionarietà delle serie storiche economiche, esistono due tipici modi di descrivere il processo generatore, che ne determinano diverse metodologie per la stima. E' necessario quindi innanzitutto determinare la tipologia di processo generatore, per quindi procedere con le diverse metodologie statistiche. I due processi generatori sono:

$$a) Y_t = f(t) + u_t$$

il modello è composto di due componenti, la prima una funzione deterministica del tempo $f(t)$, e la seconda una componente stocastica u_t generalmente assunta stazionaria:

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{con} \quad \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2 < \infty, \quad \psi_0 = 1, \quad \text{e} \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Processi di questo tipo sono detti anche *trend-stazionari*, e il trattamento di questo tipo di processi richiede l'eliminazione della componente deterministica $f(t)$ tramite sottrazione per essere trasformati in un processo stazionario.

$$b) Y_t = \beta + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

questo tipo di processi sono detti *trend-stocastici*, ed in particolare il processo sopra riportato è detto integrato di ordine uno, o in simboli, $I(1)$. In questo caso,

gli shock hanno un effetto persistente sull'andamento futuro della variabile considerata. Quindi è possibile eliminarne il trend isolato, rendendo così stazionario l'intero processo, mediante differenziazione.

Importanti considerazioni riguardo le differenze tra processi trend stocastici e trend stazionari possono essere riassunte come segue: per prevedere un processo trend-stazionario è sufficiente aggiungere la componente deterministica, assunta come nota, alla previsione della componente stocastica stazionaria:

$$\hat{y}_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 (t+k) + \hat{u}_{t+k|t}$$

Viceversa la previsione di un processo a radice unitaria è data da:

$$\hat{y}_{t+k} = \beta k + y_t$$

Dunque, per un processo a radice unitaria del tipo *random walk con drift*, la crescita attesa si manifesta ad un tasso costante e pari a β , qualunque sia il punto di partenza y_t . Con entrambe le specificazioni la previsione è data da una funzione lineare dell'orizzonte di previsione k con coefficiente angolare β ; la differenza sta nell'intercetta. Per un processo trend-stazionario la previsione è una retta la cui intercetta è la stessa indipendentemente dal valore di y_t , mentre per un processo a radice unitaria (processo trend-stocastico), invece, l'intercetta β cambia continuamente ad ogni nuova osservazione y_t .

Come già accennato in precedenza, un'altra importante differenza tra processi trend stazionari e processi trend-stocastici è la trasformazione dei dati necessaria per ricondurre al caso stazionario. Infatti se nel primo caso, il trattamento appropriato per ottenere una serie stazionaria consiste nello sottrarre la componente deterministica $f(t)$ dal processo Y_t , nel secondo caso, non basta sottrarre un trend deterministico per ricondursi ad un processo

stazionario. Nel caso in cui la serie sia di tipo $I(1)$, quindi una radice unitaria, il trattamento corretto è la differenziazione della serie (Di Fonzo, Lisi, 2005). Sarà necessario procedere nell'analisi, come vedremo di seguito, cercando innanzitutto di identificare il tipo di non stazionarietà dei dati, per poi applicarne la metodologia statistica adeguata. In merito a questo punto segnaliamo un'interessante ricerca promossa dagli autori Nelson e Plosser (1982), i quali analizzando un database contenente serie storiche relative alle principali variabili macroeconomiche americane, hanno osservato come quasi la totalità delle stesse risultassero trend-stocastiche.

IV.6.b Il concetto di cointegrazione ed i principali test statistici

Granger ha identificato una connessione tra processi non stazionari ed il concetto di equilibrio a lungo termine. Se una serie storica economica (y_t) è generata da un *random walk*, il risultato della differenza prima sarà una serie stazionaria. In questo caso si dice che la serie è integrata di ordine uno; condizione questa che deve necessariamente essere soddisfatta affinché la differenza prima renda la serie stazionaria. Quando una serie è integrata di ordine uno viene identificata con $I(1)$. La regola generale è che se due serie, y_t e x_t sono entrambe $I(1)$ allora ogni loro combinazione lineare produrrà delle serie che anch'esse saranno integrate di ordine uno. Engle ha identificato anche un particolare caso in cui la combinazione lineare di due serie $I(1)$ producano una terza serie che invece è stazionaria: questo quando le due serie sono cointegrate. Engle e Granger hanno proposto una definizione di cointegrazione: due serie y_t ed x_t , entrambe dotate di trend stocastico (ossia serie storiche integrate di ordine uno: $I(1)$), sono cointegrate se una loro combinazione lineare è stazionaria (ossia è integrata di ordine zero: $I(0)$).

Esiste un'eccezione a questa regola generale: quando una combinazione lineare di due o più serie è integrata di un ordine più basso. In questo caso il risultato sarà una serie stazionaria. Assumiamo di avere due variabili y_t e x_t non

stazionarie. Se possiamo ignorare l'effetto ciclico e l'effetto stagionale, possiamo decomporre ogni variabile in un random walk e una componente irregolare. Possiamo quindi riscrivere le due variabili come:

$$y_t = \mu_{yt} + u_{yt}$$

$$x_t = \mu_{xt} + u_{xt}$$

dove μ_{xt} è un processo *random walk* che rappresenta il trend nella variabile *i-esima* al tempo t e u_{it} è la componente irregolare (stazionaria) della variabile *i-esima* al tempo t . Se le due variabili sono cointegrate, ci sarà sicuramente un valore di β_1 e β_2 tale che il risultato della combinazione lineare del tipo $\beta_1 y_t + \beta_2 x_t$ sarà stazionario. In altre parole:

$$\beta_1 y_t + \beta_2 x_t = \beta_1 [\mu_{yt} + u_{yt}] + \beta_2 [\mu_{xt} + u_{xt}] = [\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt}] + [\beta_1 u_{yt} + \beta_2 u_{xt}]$$

Perché $\beta_1 y_t + \beta_2 x_t$ risulti stazionario, il termine $[\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt}]$ deve essere uguale a 0. Per quanto riguarda il secondo termine, per assunzione sarà stazionario poiché somma di due componenti stazionarie. La condizione necessaria e sufficiente affinché x_t e y_t siano cointegrati sarà dunque:

$$[\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt}] = 0$$

E questo vale per ogni t solo se

$$\mu_{yt} = -\beta_2 \mu_{xt} / \beta_1$$

Se β_1 e β_2 assumono valori diversi da 0, l'unico modo per assicurare che il risultato sia stazionario è che entrambe le variabili abbiano lo stesso trend se sono cointegrate.

Si può affermare quindi che un processo cointegrato rappresenta una relazione di equilibrio di lungo periodo tra le variabili non stazionarie coinvolte e che ogni qualvolta si verifica una deviazione dal trend comune per entrambe le variabili il sistema corregge l'errore riportandosi su di esso (Binotti).

E' necessario testare che tutte le serie siano integrate di ordine uno, per procedere quindi alla stima del modello secondo procedura ECM. Per raggiungere lo scopo è possibile utilizzare uno tra i DF (Dickey-Fuller) e ADF (Argumented Dickey-Fuller) test, o il test CRDW (Cointegrating Regression Durbin Watson). Questi test devono essere applicati ai residui ottenuti da una relazione lineare stimata tramite la procedura dei Minimi Quadrati Ordinari (OLS, Ordinary Least Squares). Considerando la seguente regressione:

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t$$

Secondo la regola generale, una combinazione lineare tra due serie $I(1)$ darà origine ad una serie $I(1)$. La combinazione lineare diventa quindi:

$$u_t = y_t - \alpha - \beta' x_t \text{ con } u_t \sim I(1)$$

Se invece y_t e x_t sono cointegrate, come abbiamo visto in precedenza, produrrà l'effetto che la risultante sarà stazionaria: la loro combinazione lineare $u_t = y_t - \alpha - \beta' x_t$ è $I(0)$. Se ciò si verifica la regressione sarà spuria. L'idea di base consiste nell'utilizzare i test DF e ADF per testare la presenza di radice unitaria in u_t . L'applicazione del metodo dei minimi quadrati ordinari alla regressione $y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t$ produrrà, quella che viene chiamata, stima "super-consistente": una serie che converge più velocemente verso i valori reali rispetto a quello che accadrebbe nel caso in cui entrambe le variabili fossero stazionarie. I test per la

cointegrazione sono simili nella loro forma ai test statistici per osservare la presenza di serie a radice unitaria (test DF e ADF¹⁶), ma con alcune differenze, come di seguito riportato. Partiamo con il test Dickey-Fuller. La regressione calcolata sarà:

$$\Delta_1 \hat{u}_t = (\rho - 1) \hat{u}_{t-1} + v_t$$

Nell'equazione non è stato incluso né il termine di deriva (la costante) né il trend. Di seguito sono quindi riportate l'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa.

$H_0 : \rho - 1 = 0$ (In questo caso u_t non risulta stazionario, quindi le due serie non sono cointegrate).

$H_a : \rho - 1 < 0$ (In questo caso u_t è stazionario, quindi le due serie sono cointegrate).

In altre parole se viene accettata l'ipotesi nulla, è presente una radice unitaria nei residui, I(1), le serie nella regressione non possono essere cointegrate. Questo poiché i residui stimati non sono stazionari. Se invece l'ipotesi nulla viene scartata, i residui della regressione saranno stazionari e quindi esisterà cointegrazione tra le serie. La distribuzione di questo test non è standard. Per

¹⁶ I test DF (Dickey-Fuller) e ADF (Argumented Dickey-Fuller) vengono calcolati nella loro forma normale per testare la presenza di una radice unitaria. Per il test DF si parte dall'equazione di un processo random walk, del tipo: $y_t = \mu + \rho y_{t-1} + e_t$, sottraendo da entrambi i membri y_{t-1} possiamo riscrivere l'equazione come $\Delta_1 y_t = \mu + (\rho - 1) y_{t-1} + e_t$. Se $\rho = 1$ l'equazione diventa $\Delta_1 y_t = \mu + e_t$ e si dice che la serie ha una radice unitaria. Questo perché se consideriamo un processo random walk con drift, questo non è stazionario; considerando il processo come $y_t = y_0 + \mu T + e_t$ con $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$, $E(y_t) = y_0 + \mu T$ e $VAR(y_t) = T\sigma^2$, media e varianza non sono costanti nel tempo in quanto dipendono da T. Ma se ne calcoliamo i momenti per la sua differenza prima ($\Delta_1 y_t = \mu + e_{t-1}$), in questo caso saranno costanti nel tempo. L'ipotesi nulla del test DF sarà quindi $\rho = 1$, mentre l'ipotesi alternativa sarà che $\rho < 1$. Questo implica che i valori critici rilevanti saranno tutti negativi. Verrà calcolata la statistica t-test, ed i valori critici dovranno essere calcolati in quanto sotto l'ipotesi nulla il processo non è stazionario, mentre la distribuzione del t-test assume il processo generatore dei dati come stazionario. Il test ADF, invece, è una versione modificata del test DF, che elimina la necessità di avere i residui della regressione non-correlati. L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa sono le stesse rispetto al caso precedente. Cambia l'equazione di partenza, che diventerà: $\Delta y_t = \mu + (\rho - 1) y_{t-1} + \beta t + \sum \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t$.

poter accettare o rifiutare l'ipotesi nulla è necessario quindi utilizzare una tavola di valori critici calcolati differenti dalle tavole standard: in questo senso le tavole di McKinnon possono essere utilizzate per calcolare il valore critico appropriati. Molto spesso i residui del modello risultano autocorrelati, e per ovviare a questa problematica, determinata da effetti strutturali all'interno delle serie storiche, viene eseguito il test chiamato ADF (Argumented Dickey-Fuller), che si ottiene attraverso la stima della regressione:

$$\Delta_1 \hat{u}_t = (\rho - 1) \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \hat{u}_{t-j} + v_t$$

L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa, come visto per il test DF, saranno:

$H_0 : \rho - 1 = 0$ (In questo caso u_t non risulta stazionario, quindi le due serie non sono cointegrate).

$H_a : \rho - 1 < 0$ (In questo caso u_t è stazionario, quindi le due serie sono cointegrate).

I valori critici anche in questo caso verranno calcolati con l'utilizzo delle tavole di McKinnon come già visto in precedenza per il test DF.

L'ultimo test è basato sulla statistica di Durbin-Watson. La procedura consiste nello testare i residui della regressione stimata delle due variabili tramite test Durbin-Watson. Sotto l'ipotesi nulla i residui si distribuiscono secondo un random walk non stazionario, mentre sotto l'ipotesi alternativa i residui si distribuiscono secondo un processo AR(1) stazionario. Il test CRDW, letteralmente Cointegration Regression Durbin-Watson, produce dei risultati consistenti solo se le variabili risultano integrate di ordine uno (Sjo, 2008). Riprendendo ora la metodologia di applicazione del test, è possibile esprimere i residui come risultato di un processo AR(1):

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

che può essere riscritto come:

$$\Delta_1 u_t = (\rho - 1) u_{t-1} + v_t$$

Se $\rho = 1$ allora i residui saranno I(1) e non saranno stazionari. Essendo:

$$DW = 2 (1-\rho)$$

Se $\rho = 1$ il valore di DW sarà 0. Valori registrati di DW diversi da 0, implicano invece un processo stazionario. L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa saranno quindi formulate come segue:

$H_0 : \rho - 1 = 0$ (In questo caso u_t si distribuisce come un random walk, il processo non è stazionario).

$H_a : \rho - 1 < 0$ (In questo caso u_t è stazionario).

L'applicazione del test DW alla regressione produrrà un risultato che deve essere poi confrontato con il valore della statistica DW calcolata anch'essa tramite delle tavole non-standard.

IV. 7 Il modello ECM

Nella sua forma più semplice è possibile descrivere l'error correction model come segue:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t - [1 - \delta] [y - x]_{t-1} + v_t$$

dove v_t rappresenta il termine di disturbo. Sostituendo a $1 - \delta$ il termine ϕ

possiamo quindi riscrivere l'equazione come:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t - \phi [y - x]_{t-1} + v_t$$

dove ϕ rappresenta la velocità di aggiustamento. Se y_t e x_t sono integrati di ordine uno la loro differenza sarà integrata di ordine zero. La problematica deriva dal meccanismo di correzione dell'errore: il termine $[y - x]$. La differenza tra queste due variabili rappresenta il meccanismo di correzione dell'errore per l'equilibrio di lungo termine, il quale è una combinazione lineare tra y e x con coefficienti rispettivamente 1 e -1. Quindi l'unico modo affinché questo termine sia stazionario, è che le due variabili siano cointegrate e che il risultato della combinazione lineare sia $I(0)$. Esiste quindi una stretta relazione tra il modello ECM e il concetto di cointegrazione. Secondo il teorema di Granger, se due variabili sono cointegrate, esisterà anche un meccanismo di correzione dell'errore in grado di garantire la coerenza del modello. Se invece due variabili non sono cointegrate, non esisteranno né relazioni di lungo periodo né meccanismi di correzione dell'errore in grado di garantire la coerenza del modello. In quest'ultimo caso si avrà $\phi = 0$. Grazie a questa relazione è possibile costruire un ulteriore test per la cointegrazione:

$H_0 : \phi = 0$ (In questo caso le due serie non sono cointegrate).

$H_a : \phi < 0$ (In questo caso le due serie sono cointegrate).

IV.7.a La procedura Engle-Granger

Questa metodologia è stata la prima sviluppata per spiegare la relazione tra modello ECM e la cointegrazione tra le serie, nel 1980 dagli autori Engle e Granger. Essenzialmente essa consiste in tre fasi distinte: inizialmente viene stimato l'ordine di integrazione tra le variabili, quindi viene stimata la relazione

di lungo periodo, infine viene formulato il modello ECM.

Nella prima fase viene testato, tramite ad esempio test DF o ADF, l'ordine di integrazione delle serie. Nel caso in cui tutte le variabili siano integrate di ordine 0, e quindi stazionarie, si può procedere alla stima tramite l'utilizzo delle procedure standard. Nel caso invece che tutte le variabili siano I(1) è necessario testare l'eventuale presenza di cointegrazione tra tutte le variabili.

Per questo nella seconda fase viene stimata la relazione di lungo periodo tra le variabili coinvolte. In particolare si stima tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari (OSL) l'equazione:

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t$$

quindi si ottiene la stima per:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}' x_t$$

E' necessario stabilire quindi se i residui \hat{u}_t sono stazionari, utilizzando ad esempio i test DF, ADF o CRDW. Le tavole di McKinnon possono essere utilizzate per calcolare i valori critici rilevanti. Se i test dimostrano stazionarietà dei residui, è possibile passare allo step successivo. Questa condizione, infatti, evidenzia la cointegrazione tra le serie (*vedi paragrafo cointegrazione*).

La terza ed ultima fase consiste nell'utilizzare i residui ottenuti dalla fase due per stimare il modello secondo la formulazione ECM:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t - [1 - \delta] [y - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x]_{t-1} + v_t$$

dove il termine v_t rappresenta un termine di disturbo in grado di soddisfare le proprietà standard. In questa equazione tutte le variabili sono inegrate e dello stesso ordine, quindi è possibile l'applicazione della metodologia dei minimi

quadrati ordinari. Sono validi inoltre anche i test tradizionali come la statistica t-test e F-test, per misurare la bontà della stima.

IV.7.b L'approccio UECM

L'approccio UECM, acronimo di “*unrestricted error correction approach*”, è attualmente il metodo più utilizzato e più recente rispetto a quello formulato da Engle e Granger. La procedura consiste nella stima di un'unica equazione, e di procedere quindi con i test diagnostici per verificare la cointegrazione tra le serie. Il modello ECM può essere anche rappresentato come segue:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 x_{t-1} + v_t$$

La soluzione di lungo periodo si ottiene notando che, in equilibrio, non c'è cambiamento nello stato stazionario, quindi $\Delta y_t = \Delta x_t = 0$, e l'equazione diventerà:

$$0 = \alpha + \pi_1 y^* + \pi_2 x^*$$

e quindi risolvendo:

$$y^* = -(\alpha / \pi_1) - (\pi_2 / \pi_1) x^*$$

L'effetto di lungo periodo è dato dal rapporto $-(\pi_2 / \pi_1)$, il quale fornisce la velocità di aggiustamento stimata. Questo approccio fornisce un modo veramente efficiente per ottenere le informazioni di lungo termine, quelle di breve termine, e la velocità di aggiustamento. Esso inoltre fornisce la struttura per testare la cointegrazione, tramite F-test e t-test. Per quanto riguarda il primo, *F-test*, Pesaran, Shin e Smith sono i primi autori che ne suggeriscono l'uso per verificare la presenza di una relazione a lungo termine nel modello. In

particolare avremmo che le ipotesi nulla e alternativa, saranno:

$$H_0 : \pi_1 = \pi_2 = 0$$

H_a : L'ipotesi nulla, H_0 , è falsa.

La distribuzione della statistica F-test non è standard, ma sono reperibili nei più comuni software statistici le tavole con i valori critici calcolati. I valori contenuti nelle tavole forniscono dei limiti superiori e inferiori per la statistica F-test.

Se $F > F_L$ è possibile concludere che non esiste alcuna relazione di lungo periodo tra le variabili considerate.

Il secondo test utilizzato viene chiamato statistica *t-test* per modelli ECM. In questo caso è necessario calcolare una variabile di disequilibrio da una stima ottenuta dall'applicazione di un modello UECM. In altre parole:

$$y_t - [- (\alpha / x_t) - (\pi_2 / \pi_1)x_t] = \hat{ECM}_t$$

Quindi viene inserito nella sua forma ritardata all'interno del modello:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \varphi \hat{ECM}_{t-1} + v_t$$

L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa diventeranno quindi:

$$H_0 : \varphi = 0.$$

$$H_a : \varphi < 0.$$

La statistica *t-test* rispetto a questa formulazione, chiamato anche test ECM-t, fornisce un ulteriore test per la cointegrazione. La distribuzione della statistica *t* in questo caso non è standard e i valori critici possono essere calcolati

utilizzando tavole proposte da McKinnon (1991).

V. Analisi empirica

Di seguito verranno riportati i risultati dell'analisi empirica condotta per stimare l'equazione del volume delle esportazioni americane. Sono riportati inizialmente i risultati ottenuti durante la fase preliminare di preparazione delle variabili per l'analisi. Quindi sono riportati i risultati per le sei equazioni stimate, una per ogni maggiore partner commerciale, e una per il complesso delle esportazioni americane.

V.1 La destagionalizzazione dei dati

Utilizzando il software statistico R sono state destagionalizzate le serie di cui non sono disponibili dati destagionalizzati. In particolare come già ripreso in precedenza, utilizzando la funzione `decompose` di R con modello moltiplicativo, le diverse serie sono state decomposte nelle componenti principali, trend e stagionalità. Per i valori delle esportazioni americane verso Messico e Germania, viene stimata la componente trimestrale partendo dalla componente annuale come descritto in precedenza. Lo script utilizzato per questa procedura ha tenuto conto della stagionalità dalla parte di cui si conoscevano i dati trimestrali, mentre il trend è stato estratto dalla prima parte della curva. Non sono stati utilizzati tutti i valori a disposizione per calcolare il trend, in quanto apparentemente la prima parte del grafico mostra un andamento molto più lineare. I valori stimati trimestrali devono essere quindi aggiustati ponendo come vincolo che la somma di tutti i trimestri di ogni anno sia uguale al valore annuale osservato. Nell'appendice 1 viene proposto l'elenco dei comandi utilizzati per realizzare destagionalizzazione e stima dei valori trimestrali, e le figure da 11 a 20 riportano la decomposizione delle serie nelle componenti trend e stagionalità.

V.2 Previsione I trimestre 2012 per la variabile Valore GDP tedesco

E' stato necessario procedere con la previsione per il primo trimestre 2012 della variabile deflatore del GDP tedesco, in quanto il valore era mancante. Per procedere con la scelta del modello più adatto, è stato disegnato il correlogramma della variabile. I risultati del correlogramma di figura 21 mostrano come la variabile non risulti stazionaria. Per questo motivo è apparso necessario quindi procedere con opportuna trasformazione (vedi paragrafo IV.5.a.).

Figura 11: Decomposizione serie Epostrazioni di beni americane in Canada

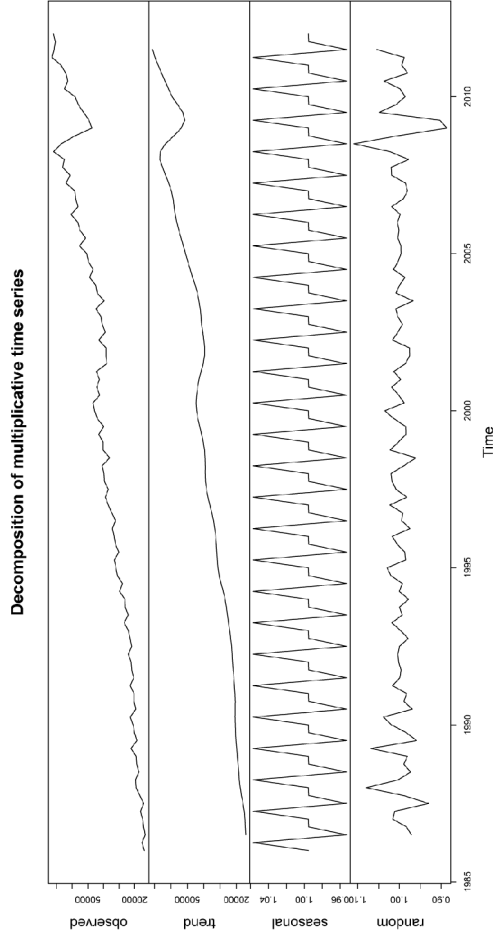


Figura 12: Decomposizione serie Epostrazioni di servizi americane in Canada

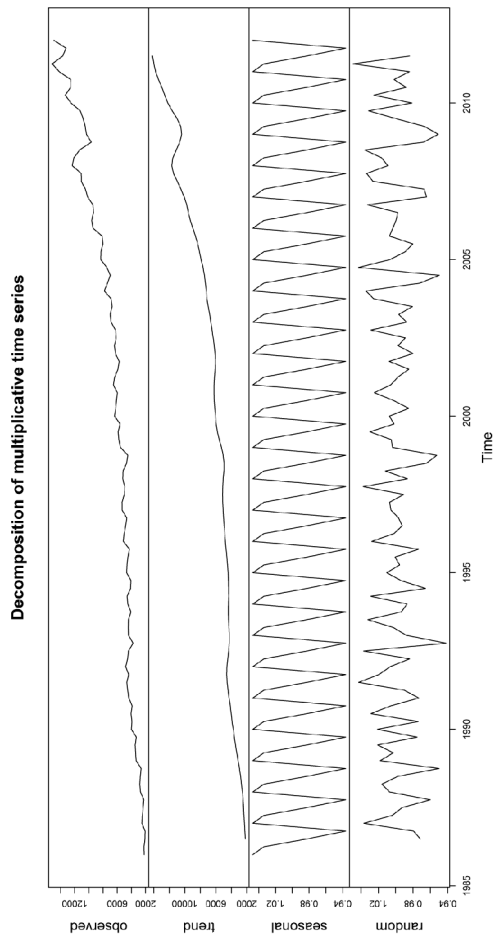


Figura 13: Decomposizione serie Epostrazioni di beni americane in Regno Unito

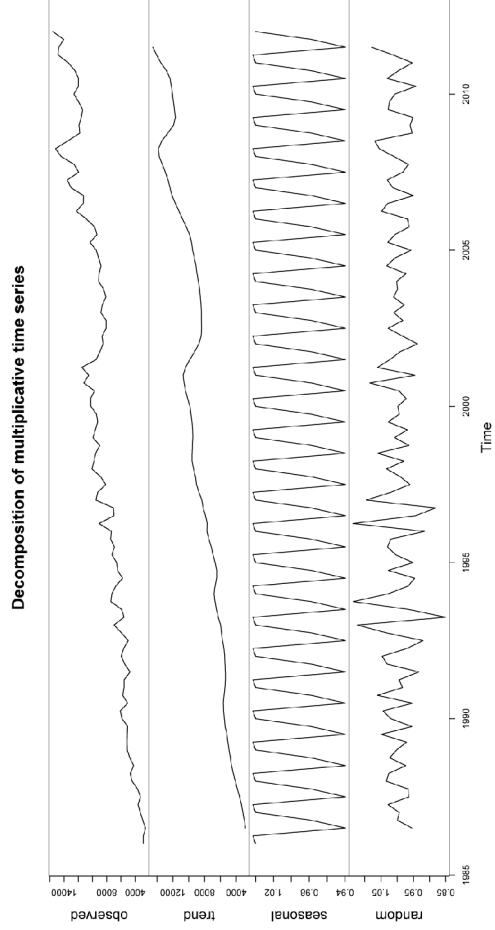


Figura 14: Decomposizione serie Epostrazioni di servizi americane in Regno Unito

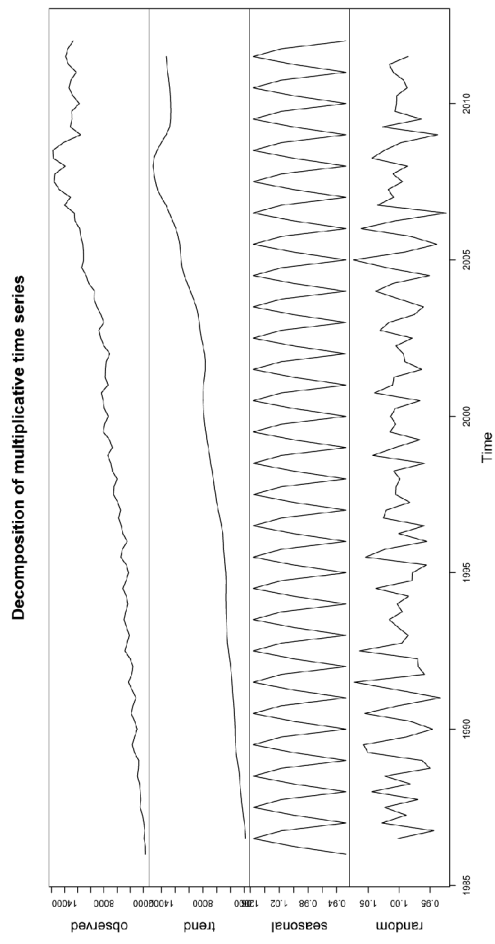


Figura 15: Decomposizione serie Epostrazioni di beni americane in Giappone

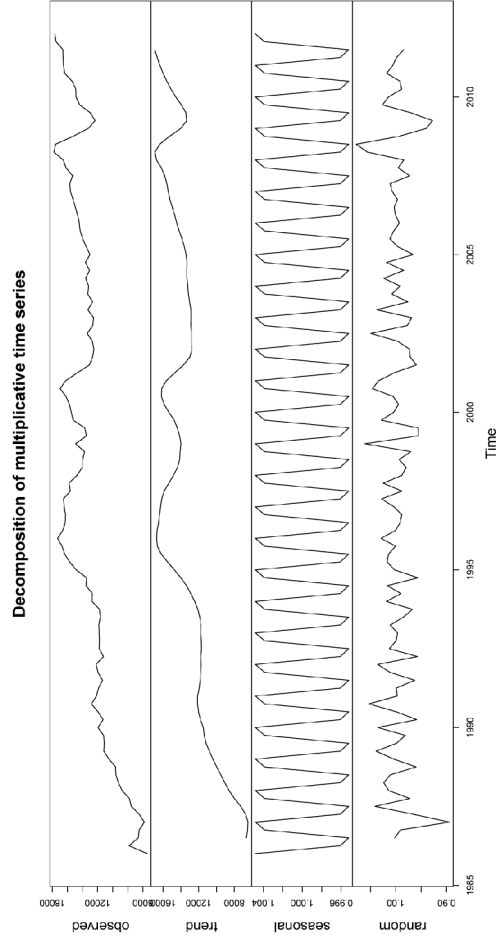


Figura 16: Decomposizione serie Epostrazioni di servizi americane in Giappone

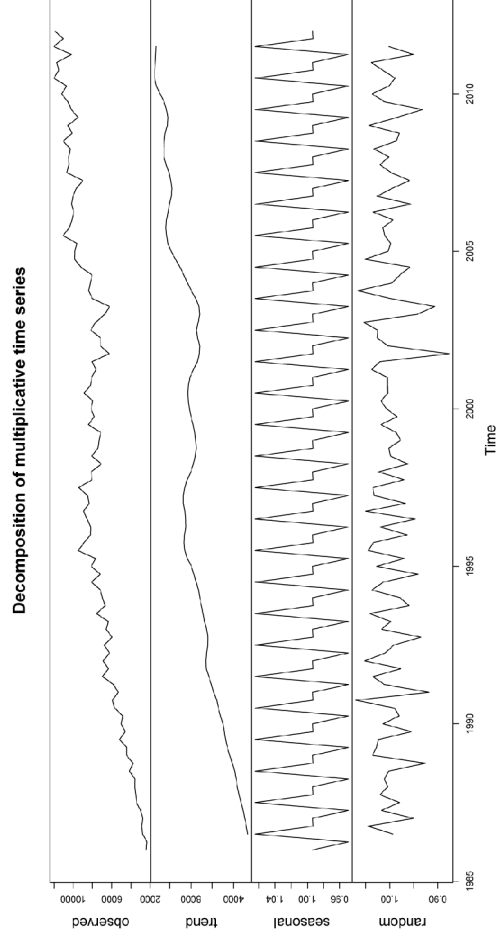


Figura 17: Decomposizione serie Epostrazioni di beni americane in Germania

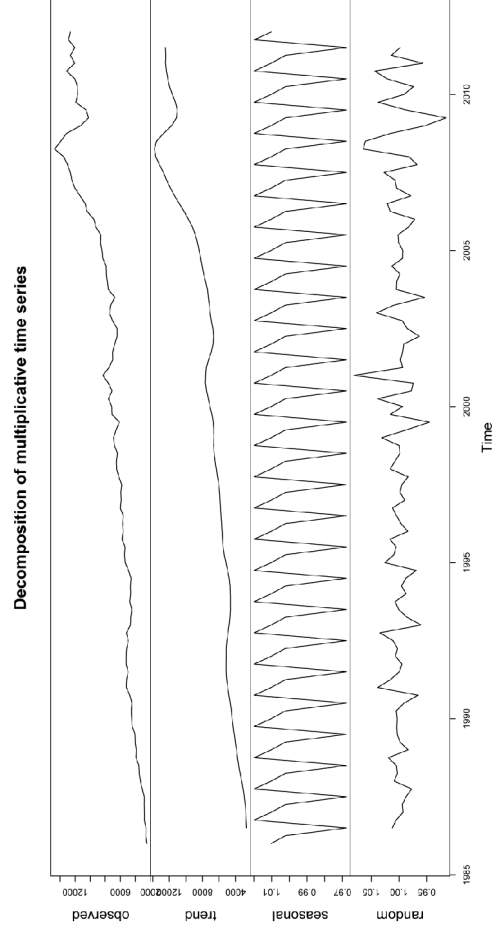


Figura 18: Decomposizione serie Epostrazioni di servizi americane in Germania

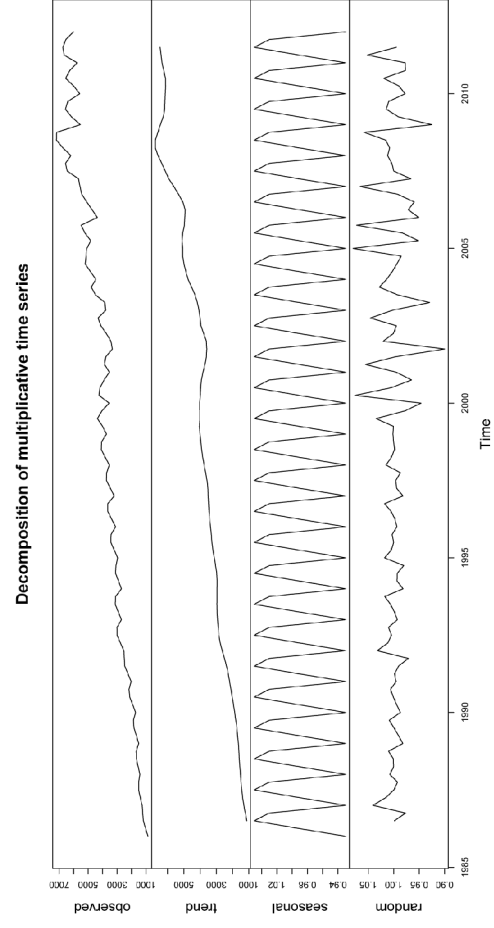


Figura 19: Decomposizione serie Epostrazioni di beni americane in Messico

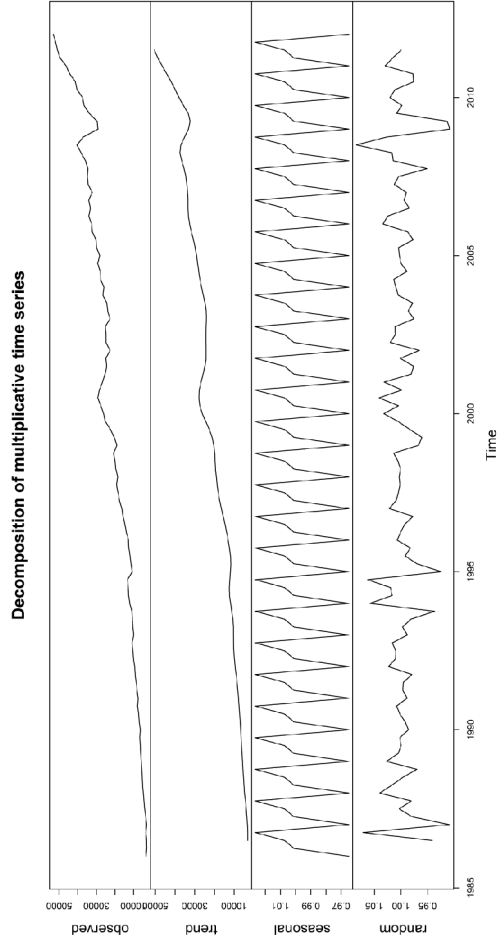


Figura 20: Decomposizione serie Epostrazioni di servizi americane in Messico

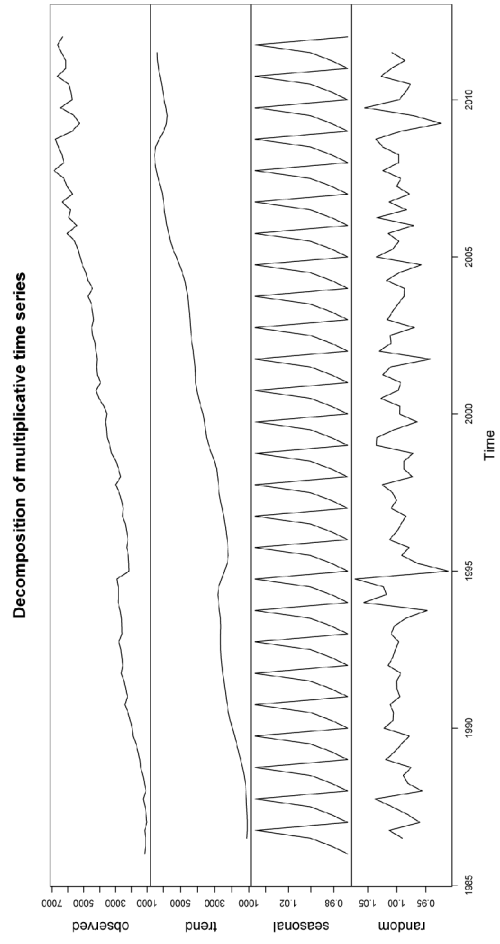


Fig.21: Correlogramma della variabile deflatore del GDP tedesco

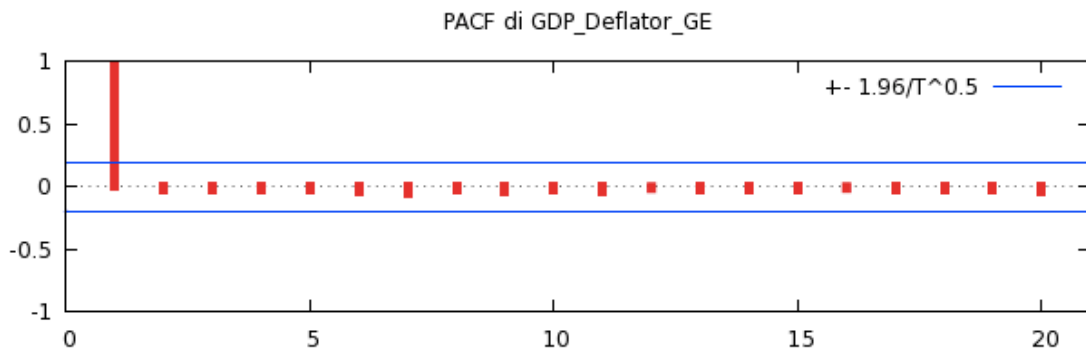
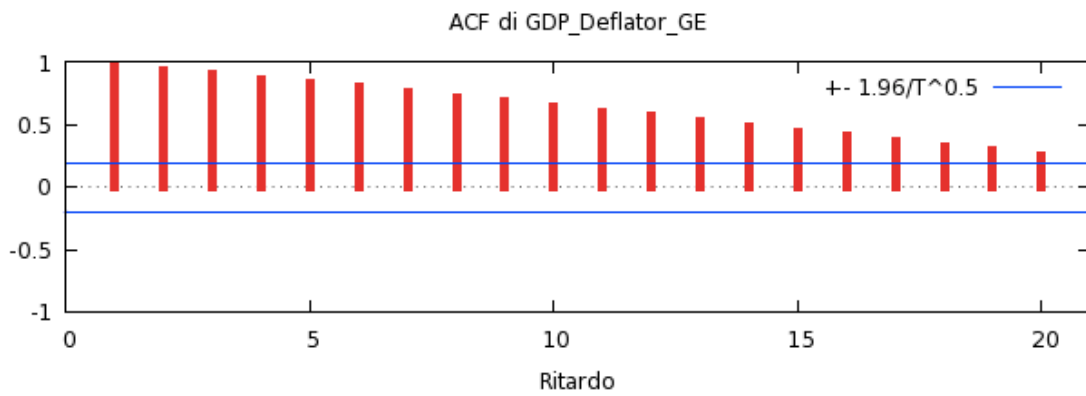
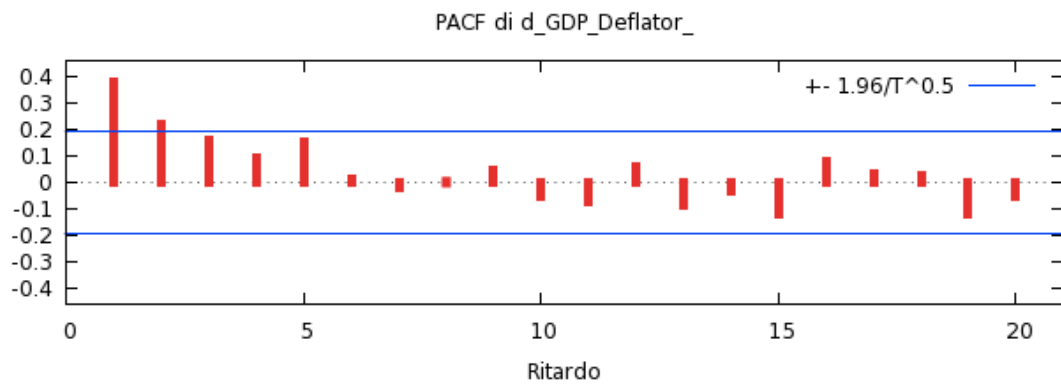
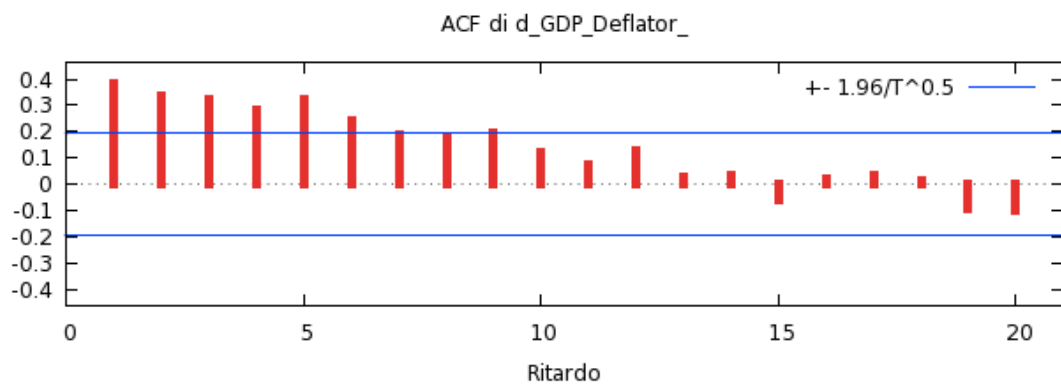
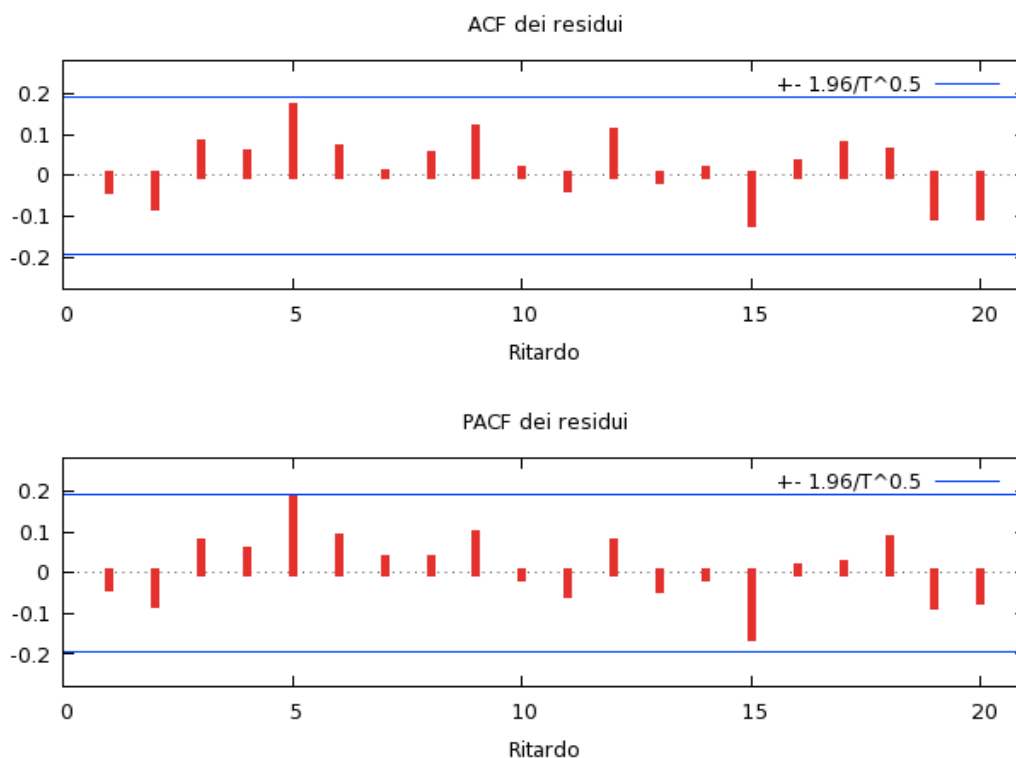


Fig.22: Correlogramma della variabile differenza prima deflatore del GDP tedesco



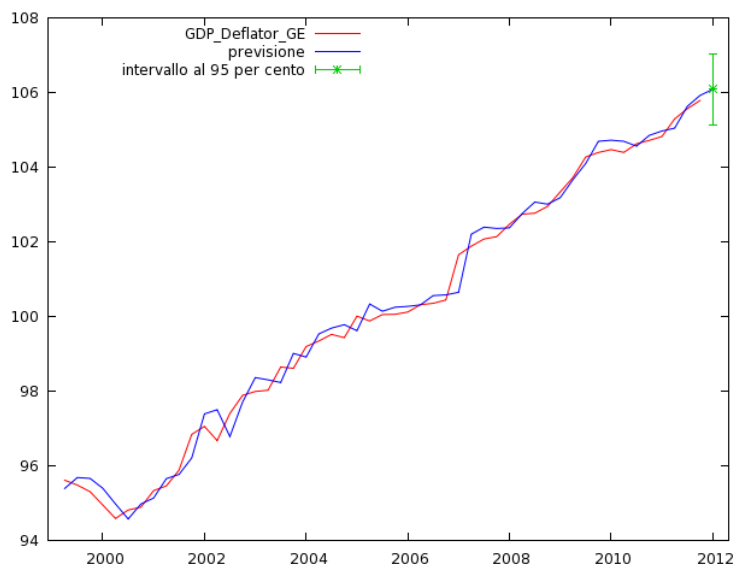
E' possibile notare come in questo caso la funzione di autocorrelazione parziale mostri la presenza di un processo AR(2). Quindi la variabile deflatore del GDP tedesco può essere studiata tramite un modello ARIMA(2,1,0). E' possibile procedere con la stima dei parametri del modello, e procedere con la previsione per $t = 1$ trimestre 2012. Analizzando il correlogramma dei residui del modello è possibile osservarne la stazionarietà degli stessi (fig. 23).

Fig.23: Correlogramma dei residui del modello ARIMA(2,1,0)



Il grafico relativo ai valori osservati e ai valori stimati del modello può essere osservato in figura 24.

Fig.23: Valori osservati e valori stimati del modello ARIMA(2,1,0)



V.3 Test sulle radici unitarie e test sulla cointegrazione delle serie

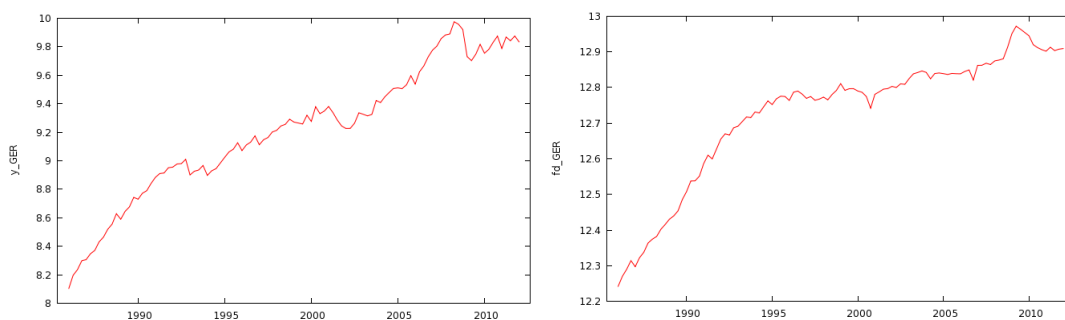
Con il fine di testare la presenza di radici unitarie e cointegrazione tra le serie è stato calcolato il valore del test ADF opportunamente scelto osservando la distribuzione della serie con modello senza costante, con costante, con trend e costante e con trend quadratico. Il livello di confidenza scelto per accettare o rifiutare l'ipotesi nulla è del 95%. Per rafforzare i risultati ottenuti con il test ADF è stato condotto un ulteriore test statistico, chiamato test KPSS. Il test KPSS (dai nomi degli autori Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) è un test per verificare l'ipotesi nulla (Pelagatti, 2007):

H_0 : La serie è $I(0)$ ¹⁷

H_a : L'ipotesi nulla, H_0 , è falsa, quindi la serie sarà $I(1)$.

V.3.a Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni da Stati Uniti a Germania

Fig.25: Grafici serie: $y_UstoGER$, fd_GER , rpX_US/GER , $uhat$.



¹⁷ Il test KPSS (dal nome degli autori Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin) viene calcolato per testare l'ipotesi nulla che un processo sia stazionario. Si prenda in considerazione il processo: $X_t = \delta t + \mu_t + \eta_t$ dove μ_t è un processo random walk dove $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ e η_t è un processo non stazionario. Quindi senza ulteriori restrizioni nei parametri il processo è dato dalla somma di una passeggiata aleatoria con deriva ed un processo stazionario. Quando $\delta = 0$ il termine di deriva è nullo, e σ^2_ε il processo diventa la somma di un trend deterministico e un processo stazionario. Il test KPSS sarà un test per testare l'ipotesi nulla che σ^2_ε e quindi che il processo sia $I(0)$ e quindi stazionario, mentre l'ipotesi alternativa è che il processo sia $I(1)$. (Pelagatti 2007)

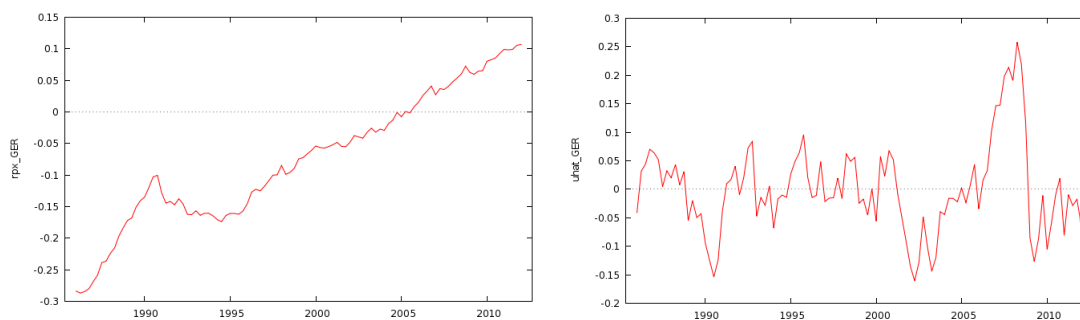


Tabella 1: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
<i>y_UStoGER</i>	-3.35398	0.1545	0.034	< 1%
<i>fd_GER</i>	-1.70301	0.9013	0.021	< 1%
<i>rpx_US/GER</i>	-3.93412	0.0108	0.114968	> 10%
<i>uhat_US/GER</i>	-3.16651	0.001508	0.0787413	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

(a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.

(b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (*uhat*) della regressione di cointegrazione.

I valori del test ADF con livello di confidenza pari al 95% opportunamente calcolato e KPSS, mostrano come per due delle tre variabili si accetta l'ipotesi nulla e quindi presenza di $I(1)$ nel test ADF e il risultato viene confermato dal test KPSS, mentre per *rpx_US/GER* sia per il test ADF che per il test KPSS i risultati mostrano presenza di $I(0)$. Nonostante ciò i residui della regressione di cointegrazione, *uhat*, risultano $I(0)$. E' stato calcolato il nuovo modello per testare l'ipotesi di presenza di residui $I(0)$ tra le serie *y_UStoGER* e *fd_GER*, serie che risultano $I(1)$, per verificarne la cointegrazione.

Tabella 2: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
$y_UStoGER$	-335.398	0.1545	0.034	< 1%
fd_GER	-170.301	0.9013	0.021	< 1%
$uhat_UStoGER$	-125.448	0.1934	0.084	< 1%

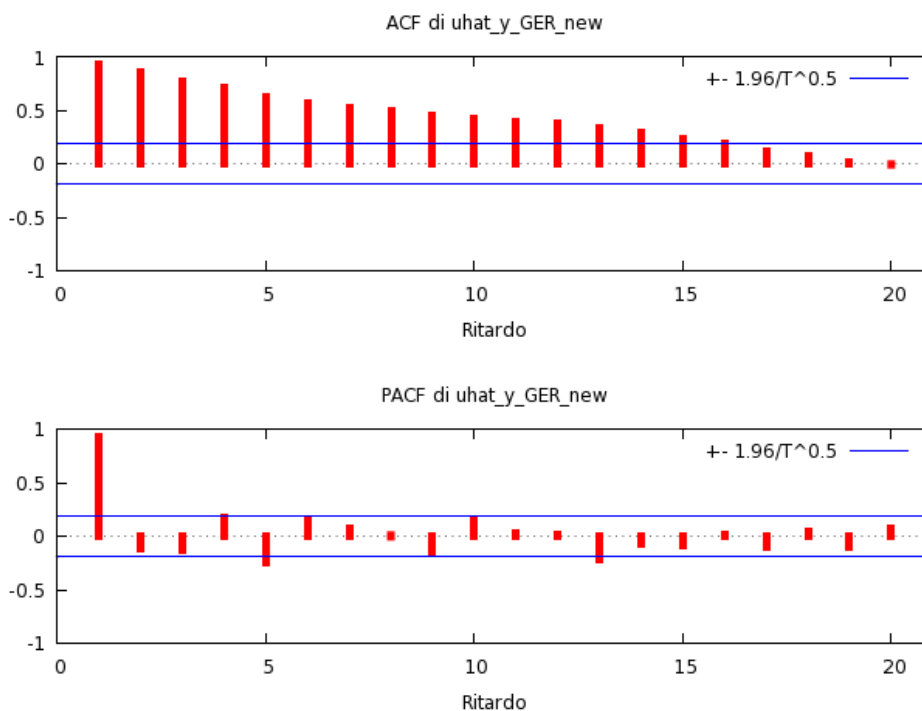
Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

(a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.

(b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (uhat) della regressione di cointegrazione.

In questo caso i test ADF e KPSS evidenziano come i residui risultino non stazionari, quindi non $I(0)$. Le due serie non risultano cointegrate e quindi non sarà possibile procedere con la modellazione ECM. Anche il correlogramma dei residui mostra la non stazionarietà degli stessi (fig. 26).

Fig.26: Correlogramma dei residui risultato del modello per testare l'ipotesi di cointegrazione.



Essendo la variabile dipendente ed uno dei repressori integrati di ordine uno, e non si registrano tra le variabili relazioni di cointegrazione, la relazione risultato della combinazione lineare tra le variabili è detta relazione spuria e non verrà stimata. Infatti nell'applicazione del metodo OSL ad un relazione spuria, nonostante produca risultati apparentemente significativi, è possibile dimostrare come per campioni sufficientemente grandi la statistica t è crescente al crescere delle dimensioni del campione, e quindi è per questo che si rifiuta sempre l'ipotesi nulla di non significatività del coefficiente stimato (Pelagatti, 2007)

V.3.b Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni da Stati Uniti a Messico

Fig.27: Grafici serie: $y_{UstoMEX}$, fd_{MEX} , $rpx_{US/MEX}$, $uhat$.

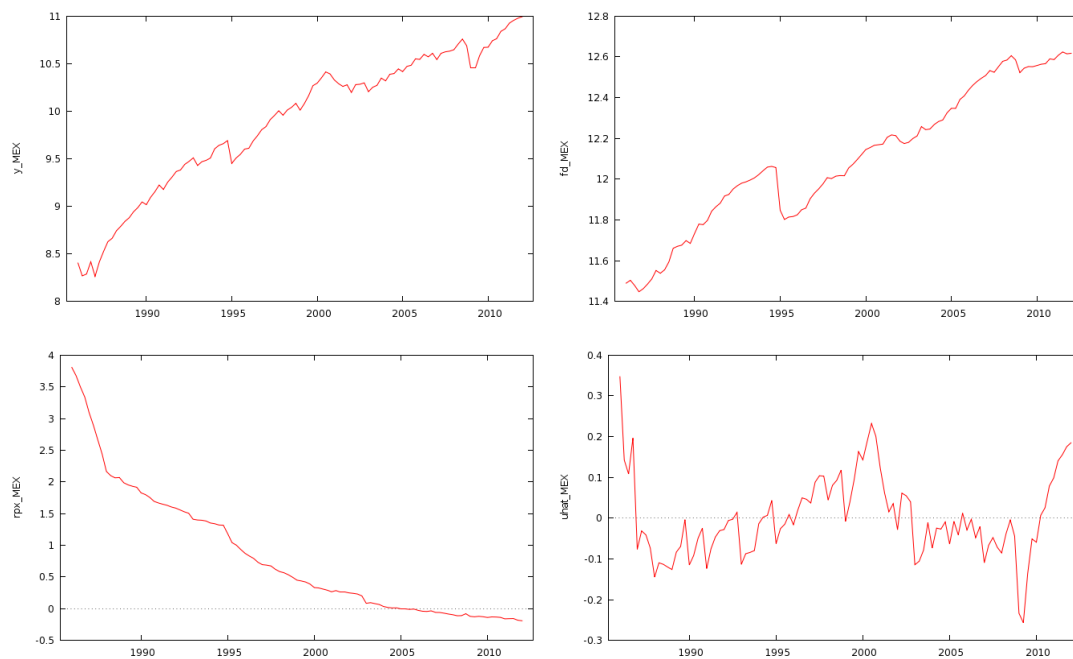


Tabella 3: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
$y_{UStoMEX}$	-2.81437	0.3911	0.4109	< 1%
fd_{MEX}	-3.19418	0.08552	0.256083	< 1%
$rpx_{US/MEX}$	-0.131878	0.9944	0.28703	< 1%
$uhat_{UStoMEX}$	-2.39106	0.01625	0.0929834	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

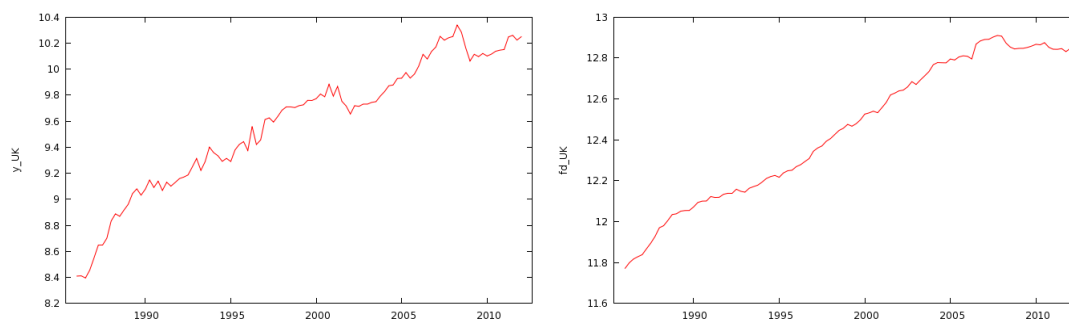
(a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le **singole variabili**.

(b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (uhat) della regressione di cointegrazione.

Come fatto in precedenza sono stati calcolati i valori del test ADF e KPSS per verificare la presenza di serie con radice unitaria e cointegrazione tra le serie. I valori del test ADF, con livello di confidenza del 95%, suggerisce che per tutte e tre le variabili si accetta l'ipotesi nulla di presenza di $I(1)$, risultati che poi vengono confermati dal test KPSS. I residui della regressione di cointegrazione inoltre risultano integrati di ordine 0, sintomo di cointegrazione tra le serie osservate.

V.3.c Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni da Stati Uniti a Regno Unito

Fig.28: Grafici serie: y_{UstoUK} , fd_{UK} , $rpx_{US/UK}$, $uhat$.



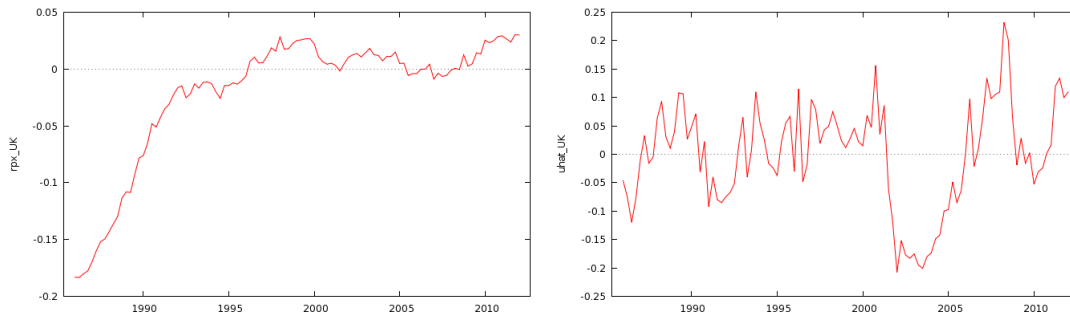


Tabella 4: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
<i>y_UStoUK</i>	-3.77046	0.05874	0.284079	< 1%
<i>fd_UK</i>	-0.673731	0.9741	0.143265	< 5%
<i>rpx_US/UK</i>	-1.93806	0.84	0.330356	< 1%
<i>uhat_UStoUK</i>	-2.76247	0.005575	0.119772	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

- (a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.
- (b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (*uhat*) della regressione di cointegrazione.

Sono stati eseguiti analogamente a quanto fatto per Germania e Messico i test ADF e KPSS per le serie considerate. I valori del test ADF e la statistica KPSS suggeriscono che tutte e tre le variabili sono I(1). I residui della regressione di cointegrazione inoltre risultano integrati di ordine 0, sintomo di cointegrazione tra le serie osservate.

V.3.d Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni da Stati Uniti a Canada

Fig.29: Grafici serie: $y_{UstoCAN}$, fd_{CAN} , $rpx_{CAN/UK}$, $uhat$.

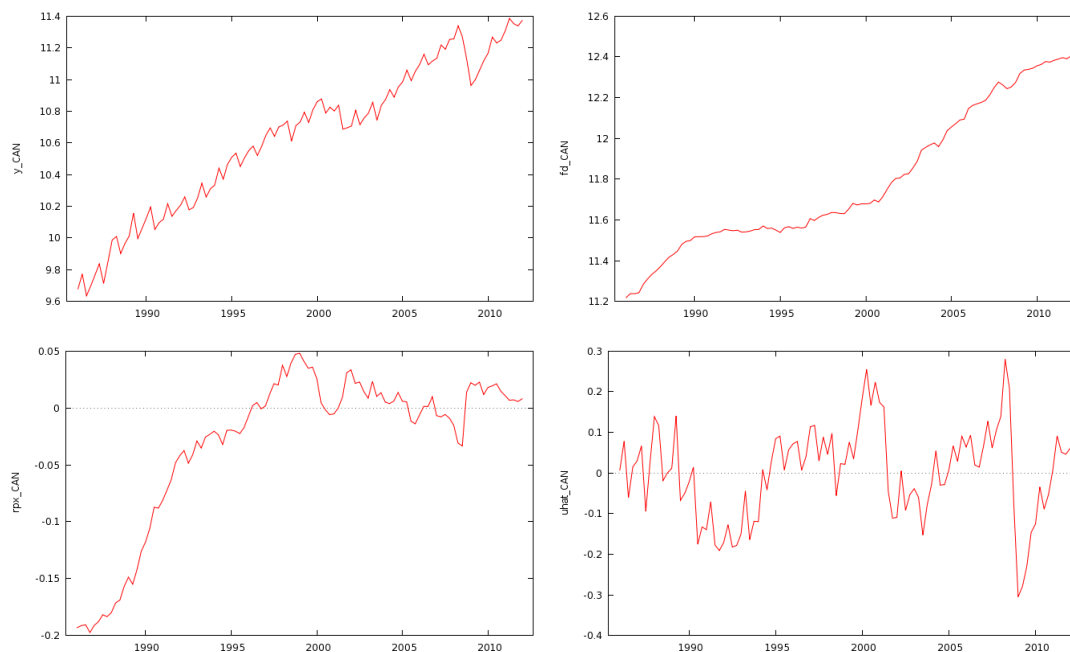


Tabella 5: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
$y_{UstoCAN}$	-2.8478	0.18	0.271714	< 1%
fd_{CAN}	-2.43825	0.6035	0.238907	< 1%
$rpx_{US/CAN}$	-1.91028	0.8412	0.490185	< 1%
$uhat_{UstoCAN}$	-3.17161	0.001482	0.10594	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

(a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.

(b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui ($uhat$) della regressione di cointegrazione.

Anche in questo caso i valori del test ADF e KPSS calcolati per le serie suggeriscono che tutte e tre le variabili sono I(1). I residui della regressione di risultano I(0), sintomo di una relazione di cointegrazione.

V.3.e Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni da Stati Uniti a Giappone

Fig.30: Grafici serie: $y_UstoJAP$, fd_JAP , rpx_JAP/UK , $uhat$.

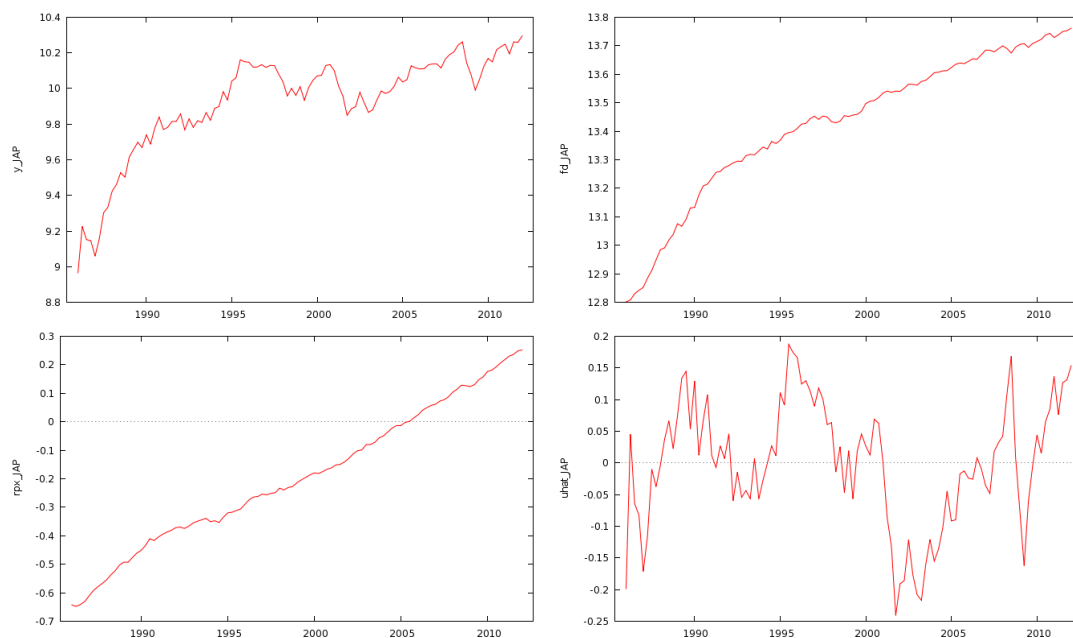


Tabella 6: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
$y_UstoJAP$	-2.291	0.6835	0.41039	< 1%
fd_JAP	-2.83289	0.3812	0.254287	< 1%
rpx_US/JAP	-2.41212	0.3731	0.18683	< 5%
$uhat_UstoJAP$	-2.16929	0.02894	0.185463	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

- (a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.
- (b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (uhat) della regressione di cointegrazione.

Anche in questo caso i valori del test ADF calcolati per le serie suggeriscono che tutte e tre le variabili sono I(1). I residui della regressione di cointegrazione inoltre risultano integrati di ordine 0, sintomo di una relazione di cointegrazione.

V.3.f Test sulle serie relative utilizzate per la stima dell'equazione delle esportazioni degli Stati Uniti

Fig.31: Grafici serie: y_{US} , fd , rpx_{US} , $uhat$.

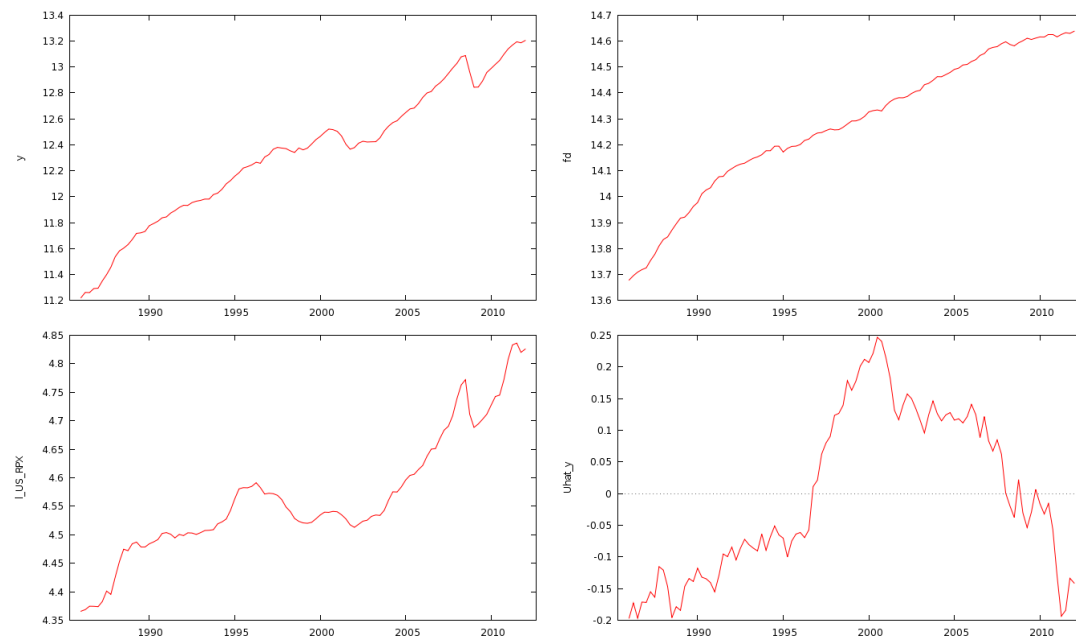


Tabella 7: Test ADF e KPSS per testare presenza di processi a radice unitaria e cointegrazione tra le serie

Serie	ADF		KPSS	
	statistica test	p-value	statistica test	
y_{US}	-3.28025	0.06949	0.356639	< 1%
fd	-2.98997	0.1349	0.33081	< 1%
rpx_{US}	-1.99494	0.8191	0.288299	< 1%
$uhat_{US}$	-2.7367	0.006029	0.044	> 10%

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

- (a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.
- (b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui ($uhat$) della regressione di cointegrazione.

Sono stati inseriti i valori dei test ADF e KPSS per le variabili relative all'equazione del totale delle esportazioni americane. Anche in questo caso i valori del test calcolati per le serie suggeriscono che tutte e tre le variabili sono I(1). I residui della regressione di cointegrazione inoltre risultano integrati di ordine 0, sintomo di una relazione di cointegrazione.

V.4 Stima del modello tramite procedura Engle-Granger

Sono state stimate le equazioni del volume dell'export americano con forma ECM tramite metodologia Engle-Granger. Innanzitutto è stata stimata la relazione di lungo periodo tramite metodologia OLS (minimi quadrati ordinari). L'equazione di lungo periodo stimata è:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 fd_t + \gamma_2 rpx_t + \hat{u}_t$$

Dove y rappresenta il valore delle esportazioni americane ed \hat{u}_t i residui della regressione:

$$\hat{u}_t = y_t - \gamma_0 + \gamma_1 fd_t + \gamma_2 rpx_t$$

Quindi è stata calcolata l'equazione che descrive l'export americano in forma ECM, sottraendo all'equazione delle differenze prime delle variabili indipendenti, il termine di correzione dell'errore. In particolare l'equazione diventa:

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta fd_t + \phi_2 \Delta rpx_t - \phi_3 \hat{u}_{t-1} + v_t$$

Dove v_t sono i disturbi della regressione. In questa fase dell'elaborazione è stato utilizzato il software GRET, e l'equazione stimata è:

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta fd_t + \phi_2 \Delta rpx_t + \phi_3 u_{t-1} + v_t$$

E' necessario quindi tenere in considerazione la differenza di segno nei residui durante la lettura delle stime. Il metodo utilizzato per la stima dei coefficienti della regressione è stato il modello di GRETL HSK – WLS¹⁷, metodo di correzione delle stime per eteroschedasticità dei residui. E' stata testata l'assenza di multicollinearità tra le variabili indipendenti, indice di forte correlazione tra le variabili. La presenza di multicollinearità tra le variabili rende difficile la stima degli effetti che ciascuna variabile ha sulla variabile dipendente. Per questo motivo è stato calcolato il *VIF* (*Variance Inflationary Factor*) per ciascuna delle variabili esplicative. I valori calcolati in tutte le equazioni risultano di poco superiori all'unità (un valore sotto il 5 del VIF è indice di assenza di multicollinearità delle variabili). Il test Durbin-Watson che evidenzia eventuale presenza di autocorrelazione dei residui, in tutte le stime, registra valori molto vicini a 2 (un valore vicino a 2 significa che non appare alcuna autocorrelazione dei residui). E' stata calcolata la statistica chi-quadrato (i relativi valori possono essere osservati in tabella 9) per testare l'ipotesi di normalità dei residui, ipotesi che molte volte nelle serie storiche economiche viene violata in quanto i residui possono risultare *leptocurtici*¹⁸. Nel caso in cui la normalità dei residui viene meno, le stime prodotte non sono più efficienti e la loro distribuzione non è più nota, tuttavia per campioni sufficientemente ampi (come nel nostro caso), la normalità può essere una buona approssimazione. La presenza di leptocurtosi inoltre rende la variabilità degli stimatori piuttosto alta, quindi le stime della regressione sono meno efficienti. I risultati dei test di normalità dei residui possono essere osservati di seguito in figura 32.

¹⁷ La procedura richiede: (a) la stima OLS del modello, (b) una regressione ausiliaria per generare la stima della varianza dell'errore e (c) la stima con minimi quadrati ponderati, usando come peso il reciproco della varianza stimata. Nella regressione ausiliaria (b) il logaritmo dei quadrati dei residui dalla prima regressione OLS viene regredito sui regressori originali e sui loro quadrati. La trasformazione logaritmica viene effettuata per assicurarsi che le varianze stimate siano non negative. Indicando con u^* i valori stimati da questa regressione, la serie dei pesi per la regressione con minimi quadrati ponderati è data da $1/\exp(u^*)$. (*Help GRETL*).

¹⁸ Per leptocurtosi si intende una particolare distribuzione dei residui in cui le situazioni estreme sono più frequenti rispetto a quanto ci si aspetterebbe sotto l'ipotesi di normalità.

Fig.32: Grafici e valori statistica chi-quadrata con p-value per normalità residui

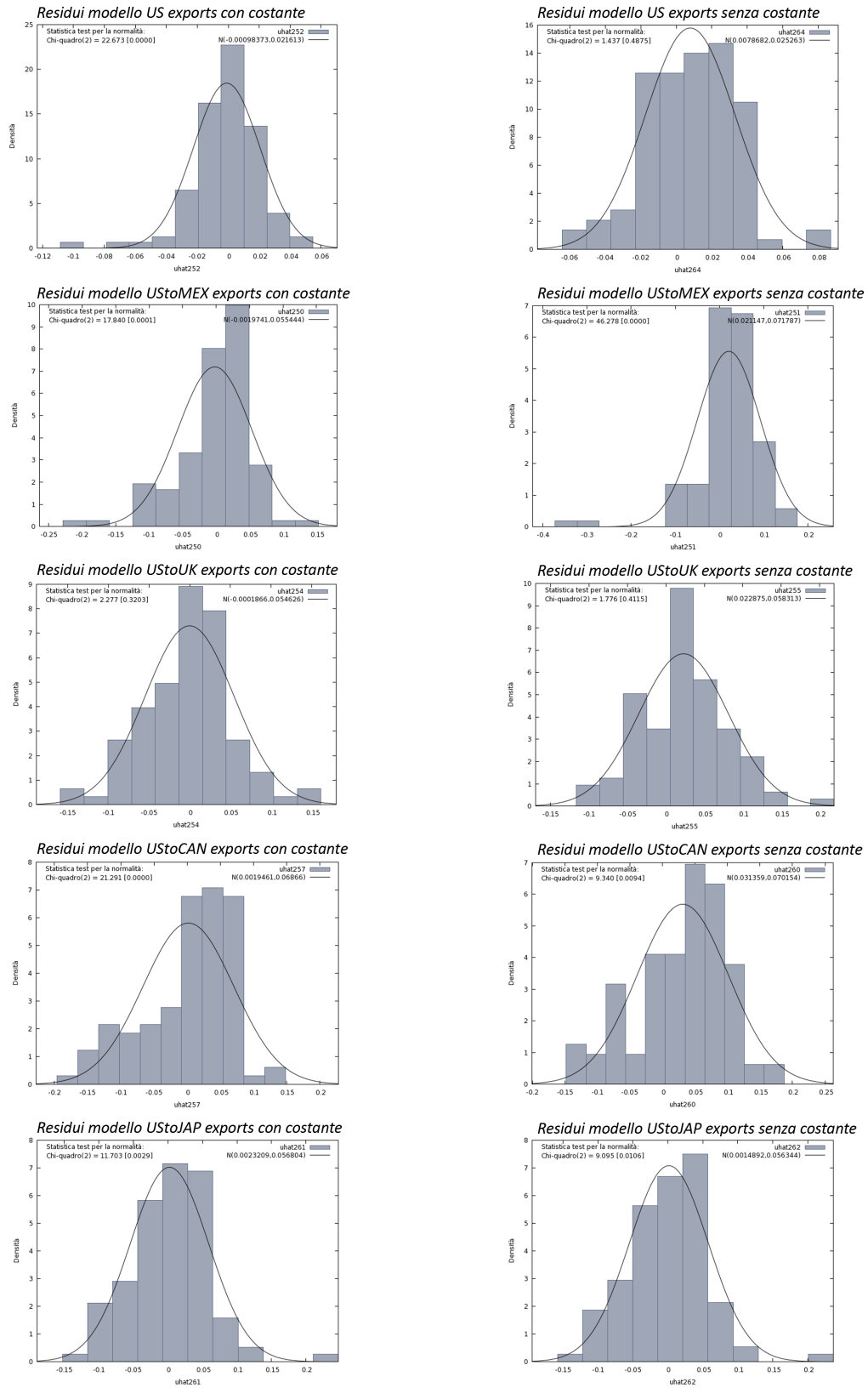


Tabella 8: Stime equazioni volume delle esportazioni americane e rispetto ai maggiori partner commerciali

	<i>intercetta</i>	<i>pvalue</i>	<i>fd</i>	<i>pvalue</i>	<i>rpx</i>	<i>pvalue</i>	<i>Uhat</i>	<i>pvalue</i>	<i>R-quadro corretto</i>	<i>intercetta*</i>	<i>fd*</i>	<i>rpx*</i>
US exports	0.0121034	2.85e-05	0.219491	0.3205	1.34123	5.17e-11	-0.0577835	0.1201	0.354776	-14.2825	1.45231	1.28568
	-	-	-0.105566	0.5965	2.75587	0.0581	-0.0557119	1.58e-36	0.971959			
UStoMEX exports	0.0137727	0.0312	0.716170	0.0023	-0.130735	0.2843	-0.182004	0.0030	0.152250	1.89853	0.876772	-0.221546
	-	-	-0.471569	0.0040	-0.210589	0.0029	-0.447556	4.94e-35	0.863980			
UStoUK exports	0.0161188	0.0136	-0.128005	0.7283	1.44997	0.1198	-0.117110	0.0120	0.054202	-4.53116	1.13703	2.17057
	-	-	-0.128180	0.4146	-2.03695	0.0017	-0.304963	5.87e-13	0.647777			
UStoCAN exports	0.0177671	0.0359	-0.219048	0.6425	-0.522742	0.4303	-0.152402	0.0002	0.120988	-0.368893	0.939936	2.61117
	-	-	-1.03016	1.14e-06	-1.76177	2.11e-20	-0.163295	5.42e-24	0.988327			
UStoJAP exports	0.00231554	0.8324	0.557843	0.2666	0.325328	0.7352	-0.138433	0.0066	0.052021	-15.5319	1.88260	-0.926419
	-	-	0.918407	0.0092	0.296202	0.4967	-0.186841	1.89e-13	0.435474			

Tabella 9: Test Chi-quadro su residui modelli

<i>Modello</i>	<i>Chi-Quadro</i>	<i>p-value</i>
<i>US</i>	22.673	0.000
<i>US no costante</i>	1.437	0.488
<i>UstoMEX</i>	17.840	0.000
<i>UstoMEX no costante</i>	46.278	0.000
<i>UstoUK</i>	2.277	0.320
<i>UstoUK no costante</i>	1.776	0.412
<i>UstoCAN</i>	21.291	0.000
<i>UstoCAN no costante</i>	9.340	0.009
<i>UstoJAP</i>	11.703	0.003
<i>UstoJAP no costante</i>	9.095	0.011

La distribuzione si considera normale se il valore del p-value > 0.05

Nella tabella 8 possiamo osservare le stime delle equazioni delle esportazioni americane totali e rispetto ai maggiori partner commerciali, in cui vengono riportati anche i coefficienti stimati dei diversi modelli, comprendenti i coefficienti dell'equazione di lungo periodo (ultime tre colonne) e R^2 corretto per l'equazione stimata in forma ECM (tabella 8).

Sono state calcolate due diverse stime per ogni singola equazione, una con e una senza costante. Questo perché la costante fa registrare valori sempre molto piccoli, e vicini allo 0, e non sempre è significativa. In secondo luogo anche i residui fanno registrare valori molto bassi sia per quanto riguarda i valori osservati che per quanto riguarda il coefficiente stimato, per questo motivo l'apporto della variabile residui è bassa e può venire mascherata dalla costante. Una terza ragione che ha portato alla stima di un modello senza costante è rappresentata dal fatto che nell'operazione di differenziazione delle variabili effettuata per applicare il modello ECM, le costanti vengono "eliminate", cioè:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \mu$$

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} = (\phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \mu) - (\phi y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \mu)$$

Quindi è semplice osservare come nell'operazione di differenziazione la costante μ viene semplificata. I valori di R^2 corretto ottenuti nell'equazione senza costante sono sempre maggiori dei valori ottenuti nell'equazione con la costante.

Dai risultati delle stime ottenute è possibile osservare inoltre come non sempre tutte le variabili nel modello risultano significative. Nelle equazioni stimate con costante mostrano come molte volte la variabile residui (uhat), che rappresenta l'aggiustamento di lungo periodo nel modello ECM, non risulta significativa, mentre nel caso dell'equazione stimata senza costante tale variabile risulta sempre significativa. L'equazione delle esportazioni americane rispetto alla Germania non è stata riportata, in quanto le variabili non cointegrate, e che quindi non trattabili con metodologia ECM.

VI. Conclusioni

L'obiettivo dell'analisi è stato quello di studiare l'andamento del volume delle esportazioni americane nel periodo 1986 – 2012. Per questo motivo, dopo aver ripreso i lavori di Houthakker e Magee (1969), Goldstein e Khan (1985) e successivi sviluppi empirici (Montenegro 1998, Murata et al. 2000, Pain et al. 2005 e di Aligieri 2010), è stata stimata l'equazione delle esportazioni americane come il risultato della combinazione di due variabili: una prima, rappresentata dalla domanda estera di beni americani, e una seconda rappresentata da una misura di competitività di prezzo all'esportazione americano. L'elemento innovativo nell'analisi proposta è rappresentato dall'obiettivo di stimare oltre all'equazione che descrive la totalità delle esportazioni americane, anche le singole equazioni delle esportazioni rispetto ad ogni singolo partner commerciale, considerando però solo i maggiori importatori di beni americani,

quali Germania, Canada, Messico, Regno Unito e Giappone. La Cina è stata esclusa dall'analisi per la mancanza dei dati registrati rispetto alle diverse grandezze considerate.

La metodologia statistica utilizzata tiene conto della non stazionarietà delle serie economiche. Per questo motivo è stata utilizzata metodologia ECM con procedura Engle-Granger. La condizione di cointegrazione delle diverse serie economiche è una condizione necessaria affinché si possa applicare metodologia statistica scelta in grado di tener conto della non stazionarietà delle serie economiche considerate (modello ECM). In assenza di correlazione tra le variabili non sarà possibile applicare la metodologia ECM. Sintomi di una relazione di cointegrazione tra le variabili saranno: presenza di radice unitaria $I(1)$ di tutte le variabili testate tramite il test ADF e KPSS, e residui dell'applicazione dei OSL tra le variabili dovranno risultare stazionari e quindi $I(0)$, sempre testati tramite test ADF e KPSS.

Si possono osservare relazioni di cointegrazione solo in cinque delle sei equazioni considerate in partenza: i test effettuati sulle variabili relative all'equazione delle esportazioni americane in Germania infatti mostrano come non esista alcuna relazione di cointegrazione tra le stesse. I risultati sono stati ulteriormente confermati dall'analisi della funzione di autocorrelazione dei residui che appaiono non stazionari e quindi non $I(0)$. In questo caso quindi non è stato possibile applicare metodologia ECM.

I risultati delle equazioni stimate nella loro forma ECM, sono riportati nelle due versioni del modello con e senza costante. Per i motivi descritti in paragrafo *V.4*, di seguito si considereranno solamente le equazioni senza la costante. Per ogni equazione ne sono stati stimati i coefficienti, riportati in tabella 8 a pagina 95, e ne sono stati calcolati i test VIF per verificarne la colinearità (tutte le variabili di ogni equazione stimata si sono rivelate colineari), i test di Durbin-Watson per testare la presenza di autocorrelazione dei residui (il test evidenzia assenza di autocorrelazione per tutte le equazioni) e infine test chi-quadrato per verificare la normalità dei residui (risultati riportati in figura 32 a pagina 94). Non sempre i

residui risultano distribuirsi in modo normale, rendendo meno affidabili le stime prodotte nelle regressioni.

Analizzando i coefficienti risultato dell'analisi, è possibile osservare innanzitutto come il coefficiente dei residui registri sempre valori negativi e risulti sempre significativo in tutte le equazioni stimate, in linea con quanto osservato in fase di definizione del modello (vedi paragrafo V.4). Per quanto riguarda invece i coefficienti delle variabili indipendenti fd (domanda di mercato estero) e rpx (prezzo relativo all'esportazione), è possibile osservare come non esista una congruità dei segni. Se nel modello teorico considerato i coefficienti di fd dovrebbero risultare > 0 mentre i coefficienti di $rpx < 0$, nelle equazioni stimate non è sempre così: osservando i coefficienti delle equazioni di lungo periodo (sono contrassegnati con * in tabella 8) è possibile osservarne la corrispondenza di segni solo per le equazioni UStoMEX e UStoJAP; mentre osservandone i coefficienti delle variabili differenziate (nell'applicazione del modello ECM) non si riscontrano mai corrispondenze dei segni.

Per questo motivo nonostante le stime realizzate mostrino dei valori del coefficiente di determinazione R_2 corretto anche molto alti, il modello utilizzato per l'analisi non sembra in grado di descrivere correttamente il fenomeno, poiché le equazioni stimate mostrano una discordanza tra i segni dei coefficienti che in taluni casi risultano non significativi. Questo risultato è in linea con i contributi teorici più recenti, che evidenziano come le due variabili da sole non sono in grado di spiegare adeguatamente il fenomeno considerato. In conclusione, le due variabili domanda di mercato e prezzo relativo all'esportazione da sole non bastano da sole a spiegare l'andamento delle esportazioni da Stati Uniti rispetto ai diversi partner commerciali.

BIBLIOGRAFIA

- Algieri (2010) *Modelling exports equation using an unobserved component model. Empir Econ (2011) 41:593–637*
- Banco de Espana (2003) *Comparative analysis of export demand for manufactures in the Euro Area countries. Econ Bull July:67–75*
- Ca' Zorzi M, Schnatz B (2007) *Explaining and forecasting Euro Area exports which competitiveness indicator performs best? ECB working paper, 833*
- Di Fonzo, Lisi (2005) *Serie storiche economiche, Analisi statistiche e applicazioni, Carrocci.*
- European Central Bank, ECB (2005) *Competitiveness and the export performance of the euro area. Occasional paper series, no. 30. ECB, Frankfurt am Main*
- Goldstein M, Khan MS (1985) *Income and price effects in foreign trade. In: Jones RW, Kenen PB (eds) Handbook of international economics. North Holland, Amsterdam pp 1042–1099*
- Hall R. (1978) *Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. Journal of political economy*
- Harvey AC (1989) *Forecasting, structural time series models and the kalman filter. Cambridge University Press, Cambridge*
- Hooper P, Mann C (1989) *Exchange rate pass-through in the 1980's: the case of U.S. imports of manufactures. Brookings Pap Econ Act 1:297–329*
- Houthakker e Magee (1969) *Income and Price Elasticities in World Trade. The review of economic and statistics N.2*
- Krugman,(1988) *Differences in income elasticities and trends in real exchange rate. NBERG Working paper 2761*
- OECD (2000) *Modelling manufacturing export volumes equations: a system estimation approach, by Murata K, Turner D, Rae D, Le Foulher L. OECD Economics Department working papers, no. 235. OECD*
- OECD (2005) *The new OECD international trade model. Economics Department working papers, no. 440. OECD Publishing, by Pain N, Mourougane A, Sédillot F, Le Foulher L*
- Ostry J, Rose A (1992) *An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs. J Int Money Finance 11:63–79*
- Pelagatti (2007) *Regressione spuria tra serie economiche*
- Pelagatti (2007) *Trend e radici unitarie*

Ricci (2005) Analisi delle serie storiche con R

Rose A (1990) Exchange rates and trade balance: some evidence from developing countries. Econ Lett 34:271–275

Rose A (1991) The role of exchange rates in popular models of international trade: does the Marshall-Lerner condition hold?. J Int Econ 30:301–316

Senhadji A, Montenegro C (1998) Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. IMF working paper, no. 149

APPENDICE 1

```
dati=read.csv("Database.csv")

#destagionalizzo dati export UStoUK
G_UStoUK=ts(dati[1:105,9],start=c(1986,1),frequency=4)
G_UStoUK_decomposed=decompose(G_UStoUK,type="m")
plot(G_UStoUK_decomposed)
G_UStoUK_SA=G_UStoUK/G_UStoUK_decomposed$seasonal
S_UStoUK=ts(dati[1:105,10],start=c(1986,1),frequency=4)
S_UStoUK_decomposed=decompose(S_UStoUK,type="m")
plot(S_UStoUK_decomposed)
S_UStoUK_SA=S_UStoUK/S_UStoUK_decomposed$seasonal
write(file="G_UStoUK_SA.csv",G_UStoUK_SA,ncolumns=1)
write(file="S_UStoUK_SA.csv",S_UStoUK_SA,ncolumns=1)

#destagionalizzo dati export UStoCAN
G_UStoCAN=ts(dati[1:105,11],start=c(1986,1),frequency=4)
G_UStoCAN_decomposed=decompose(G_UStoCAN,type="m")
plot(G_UStoCAN_decomposed)
G_UStoCAN_SA=G_UStoCAN/G_UStoCAN_decomposed$seasonal
S_UStoCAN=ts(dati[1:105,12],start=c(1986,1),frequency=4)
S_UStoCAN_decomposed=decompose(S_UStoCAN,type="m")
plot(S_UStoCAN_decomposed)
S_UStoCAN_SA=S_UStoCAN/S_UStoCAN_decomposed$seasonal
write(file="G_UStoCAN_SA.csv",G_UStoCAN_SA,ncolumns=1)
write(file="S_UStoCAN_SA.csv",S_UStoCAN_SA,ncolumns=1)

#destagionalizzo dati export UStoJAP
G_UStoJAP=ts(dati[1:105,13],start=c(1986,1),frequency=4)
G_UStoJAP_decomposed=decompose(G_UStoJAP,type="m")
plot(G_UStoJAP_decomposed)
G_UStoJAP_SA=G_UStoJAP/G_UStoJAP_decomposed$seasonal
S_UStoJAP=ts(dati[1:105,14],start=c(1986,1),frequency=4)
S_UStoJAP_decomposed=decompose(S_UStoJAP,type="m")
plot(S_UStoJAP_decomposed)
S_UStoJAP_SA=S_UStoJAP/S_UStoJAP_decomposed$seasonal
write(file="G_UStoJAP_SA.csv",G_UStoJAP_SA,ncolumns=1)
write(file="S_UStoJAP_SA.csv",S_UStoJAP_SA,ncolumns=1)

#stima indiretta della serie storica trimestrale EXP_G_UStoGER
GGER=ts(dati[53:105,5],start=c(1999,1),frequency=4)
sesGGER=decompose(GGER,type="m")$seasonal
```

```

sGGER=sesGGER[1:4]/sum(sesGGER[1:4])
tGGER=dati[c(1,5,9,13,17,21,25,29,33,37,41,45,49),5]/4
tGGER=c(tGGER,mean(dati[53:56,5]))
x=c(seq(1,length=13,by=4),53)
mat=as.data.frame(cbind(tGGER,x,I(x^2),I(x^3),I(x^4),I(x^5),I(
x^6),I(x^7),I(x^8)))
colnames(mat)=c("y","x1","x2","x3","x4","x5","x6","x7","x8")
fit=lm(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7+x8,data=mat)
x1=1:52
mat1=as.data.frame(cbind(1,x1,I(x1^2),I(x1^3),I(x1^4),I(x1^5),
I(x1^6),I(x1^7),I(x1^8)))
trend=coefficients(fit)%*%t(mat1)
GGER=ceiling(trend*sесGGER[1:52])
tr=matrix(GGER,ncol=4,byrow=T)
for(i in 1:13){
  tr[i,]=tr[i,]/sum(tr[i,])*(tGGER[i]*4)
}
tGGER=as.vector(t(tr))
GGER=ts(c(round(tGGER,0),dati[53:105,5]),start=c(1986,1),frequ
ency=4)
write(file="goods_germany.csv",GGER,ncolumns=1)

#stima indiretta della serie storica trimestrale EXP_S_UStoGER
SGER=ts(dati[53:105,6],start=c(1999,1),frequency=4)
sesSGER=decompose(SGER,type="m")$seasonal
sSGER=sesSGER[1:4]/sum(sesSGER[1:4])
tSGER=dati[c(1,5,9,13,17,21,25,29,33,37,41,45,49),6]/4
tSGER=c(tSGER,mean(dati[53:56,6]))
x=c(seq(1,length=13,by=4),53)
mat=as.data.frame(cbind(tSGER,x,I(x^2),I(x^3),I(x^4),I(x^5),I(
x^6),I(x^7),I(x^8)))
colnames(mat)=c("y","x1","x2","x3","x4","x5","x6","x7","x8")
fit=lm(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7+x8,data=mat)
x1=1:52
mat1=as.data.frame(cbind(1,x1,I(x1^2),I(x1^3),I(x1^4),I(x1^5),
I(x1^6),I(x1^7),I(x1^8)))
trend=coefficients(fit)%*%t(mat1)
SGER=ceiling(trend*sесSGER[1:52])
tr=matrix(SGER,ncol=4,byrow=T)
for(i in 1:13){
  tr[i,]=tr[i,]/sum(tr[i,])*(tSGER[i]*4)
}
tSGER=as.vector(t(tr))

```

```

SGER=ts(c(round(tSGER,0),dati[53:105,6]),start=c(1986,1),frequency=4)
write(file="services_germany.csv",SGER,ncolumns=1)

#stima indiretta della serie storica trimestrale EXP_G_UStoMEX
GMEX=ts(dati[53:105,7],start=c(1999,1),frequency=4)
sesGMEX=decompose(GMEX,type="m")$seasonal
sGMEX=sesGMEX[1:4]/sum(sesGMEX[1:4])
tGMEX=dati[c(1,5,9,13,17,21,25,29,33,37,41,45,49),7]/4
tGMEX=c(tGMEX,mean(dati[53:56,7]))
x=c(seq(1,length=13,by=4),53)
mat=as.data.frame(cbind(tGMEX,x,I(x^2),I(x^3),I(x^4),I(x^5),I(x^6),I(x^7),I(x^8)))
colnames(mat)=c("y","x1","x2","x3","x4","x5","x6","x7","x8")
fit=lm(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7+x8,data=mat)
x1=1:52
mat1=as.data.frame(cbind(1,x1,I(x1^2),I(x1^3),I(x1^4),I(x1^5),I(x1^6),I(x1^7),I(x1^8)))
trend=coefficients(fit)%*%t(mat1)
GMEX=ceiling(trend*sGMEX[1:52])
tr=matrix(GMEX,ncol=4,byrow=T)
for(i in 1:13){
  tr[i,]=tr[i,]/sum(tr[i,])*(tGMEX[i]*4)
}
tGMEX=as.vector(t(tr))
GMEX=ts(c(round(tGMEX,0),dati[53:105,7]),start=c(1986,1),frequency=4)
write(file="goods_mexico.csv",GMEX,ncolumns=1)

#stima indiretta della serie storica trimestrale EXP_S_UStoMEX
SMEX=ts(dati[53:105,8],start=c(1999,1),frequency=4)
sesSMEX=decompose(SMEX,type="m")$seasonal
sSMEX=sesSMEX[1:4]/sum(sesSMEX[1:4])
tSMEX=dati[c(1,5,9,13,17,21,25,29,33,37,41,45,49),8]/4
tSMEX=c(tSMEX,mean(dati[53:56,8]))
x=c(seq(1,length=13,by=4),53)
mat=as.data.frame(cbind(tSMEX,x,I(x^2),I(x^3),I(x^4),I(x^5),I(x^6),I(x^7),I(x^8)))
colnames(mat)=c("y","x1","x2","x3","x4","x5","x6","x7","x8")
fit=lm(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7+x8,data=mat)
x1=1:52
mat1=as.data.frame(cbind(1,x1,I(x1^2),I(x1^3),I(x1^4),I(x1^5),I(x1^6),I(x1^7),I(x1^8)))

```



```

trend=coefficients(fit)%*%t(mat1)
SMEX=ceiling(trend*sesSMEX[1:52])
tr=matrix(SMEX,ncol=4,byrow=T)
for(i in 1:13){
  tr[i,]=tr[i,]/sum(tr[i,])*(tSMEX[i]*4)
}
tSMEX=as.vector(t(tr))
SMEX=ts(c(round(tSMEX,0),dati[53:105,8]),start=c(1986,1),frequency=4)
write(file="services_mexico.csv",SMEX,ncolumns=1)

#destagionalizzo dati export UStoGER
G_UStoGER=ts(GGER,start=c(1986,1),frequency=4)
G_UStoGER_decomposed=decompose(G_UStoGER,type="m")
plot(G_UStoGER_decomposed)
G_UStoGER_SA=G_UStoGER/G_UStoGER_decomposed$seasonal
S_UStoGER=ts(SGER,start=c(1986,1),frequency=4)
S_UStoGER_decomposed=decompose(S_UStoGER,type="m")
plot(S_UStoGER_decomposed)
S_UStoGER_SA=S_UStoGER/S_UStoGER_decomposed$seasonal
write(file="G_UStoGER_SA.csv",G_UStoGER_SA,ncolumns=1)
write(file="S_UStoGER_SA.csv",S_UStoGER_SA,ncolumns=1)

#destagionalizzo dati export UStoMEX
G_UStoMEX=ts(GMEX,start=c(1986,1),frequency=4)
G_UStoMEX_decomposed=decompose(G_UStoMEX,type="m")
plot(G_UStoMEX_decomposed)
G_UStoMEX_SA=G_UStoMEX/G_UStoMEX_decomposed$seasonal
S_UStoMEX=ts(SMEX,start=c(1986,1),frequency=4)
S_UStoMEX_decomposed=decompose(S_UStoMEX,type="m")
plot(S_UStoMEX_decomposed)
S_UStoMEX_SA=S_UStoMEX/S_UStoMEX_decomposed$seasonal
write(file="G_UStoMEX_SA.csv",G_UStoMEX_SA,ncolumns=1)
write(file="S_UStoMEX_SA.csv",S_UStoMEX_SA,ncolumns=1)

```