

Misurare la Qualità dei Beni nel Commercio Internazionale*

Alessandro Borin

Fondazione Manlio Masi
Università di Roma Tor Vergata.
alessandroborin@hotmail.com

Marco Lamieri

Ufficio Studi Impresa e Territorio Intesa Sanpaolo.
marco.lamieri@intesasanpaolo.com

6 febbraio 2007

Sommario

Questo contributo presenta diverse metodologie di misurazione della qualità dei beni nel commercio internazionale partendo da una rassegna della letteratura e proponendo soluzioni alternative. Nella prima parte del lavoro vengono presentati indicatori di commercio intraindustriale che valutano il peso della differenziazione verticale negli scambi internazionali. In seguito, per analizzare le modalità in cui si manifesta la differenziazione qualitativa, vengono proposti alcuni indicatori alternativi che prendono in considerazione i mutamenti qualitativi delle esportazioni in termini assoluti e relativi rispetto ai concorrenti. Questi indici possono essere influenzati non solo da variazioni o differenziazioni qualitative, ma anche da altri fattori congiunturali e strutturali. Per cercare di superare questi vincoli interpretativi e migliorare la comprensione del fenomeno vengono presi in esame alcuni modelli che cercano di valutare gli effetti della qualità sulla domanda di esportazione di beni da un paese. Queste metodologie, presentate nell'ultima parte del lavoro, si basano sulla relazione che intercorre tra differenziazione verticale dei prodotti, sostituibilità dei beni e potere di mercato complessivo delle imprese esportatrici. Dopo aver fornito una giustificazione teorica all'impiego di queste misure indirette della qualità, viene proposta una metodologia econometrica per stimare l'elasticità della quota di mercato in volume rispetto al differenziale di prezzo con i concorrenti.

*Il presente contributo si inserisce in un più ampio progetto di ricerca sulla qualità delle esportazioni italiane curato dall'Ufficio Studi Impresa e Territorio Intesa Sanpaolo, dalla Fondazione Manlio Masi, dall'Area Studi dell'ICE e da ricercatori dell'ISAE e della Banca d'Italia. La ricerca verrà pubblicata in un volume dal titolo "L'export italiano alla sfida della qualità" edito da Rubettino. Ringraziamo per i suggerimenti ed il supporto alla realizzazione di questo contributo tutti i ricercatori che hanno partecipato al progetto, e in modo particolare Massimo Armenise, Roberto Basile, Matteo Bugamelli, Claudio Colacurcio, Sergio De Nardis, Giorgia Giovanetti, Alessandro Girardi, Alessandra Lanza, Francesca Luchetti, Manuela Marianera, Roberta Mosca, Giacomo Oddo, Corinna Olearo, Carmine Pappalardo, Beniamino Quintieri.

1 Introduzione

Nell'ambito degli studi teorici sulle determinanti del commercio internazionale è stata evidenziata l'importanza che può assumere la differenziazione qualitativa dei beni scambiati. E' nata quindi la necessità di trovare strumenti adeguati per quantificare la rilevanza di questo fenomeno. Le modalità elaborate per la misurazione della qualità delle merci sono di certo eterogenee, sia perché sono state sviluppate con diverse finalità, sia perché si basano su accezioni differenti dell'idea stessa di qualità. Nella letteratura economica, infatti, il concetto di qualità non si riferisce soltanto a particolari proprietà fisiche dei prodotti, come i materiali o il tipo di tecnologie in essi contenuti. Per Hallak e Schott (2005) la qualità di un bene comprende tutti quegli attributi tangibili o intangibili che influenzano la valutazione economica del consumatore sul prodotto.

Molte delle metodologie di misurazione della qualità sono sostanzialmente legate dal principio base secondo cui il contenuto qualitativo dei beni possa essere colto dal loro prezzo. Ciò è in qualche misura limitativo, anche se rappresenta un approccio facilmente perseguibile nelle applicazioni empiriche. E' limitativo poiché si tratta comunque di una misurazione indiretta della qualità basata sugli effetti prodotti sui prezzi, i quali a loro volta sono influenzati da molti altri fattori. Allo stesso tempo, però, tale approccio consente di evitare una stima diretta degli aspetti tangibili ed intangibili dei beni utilizzando *proxy*, come gli investimenti in ricerca e sviluppo dei produttori, i costi delle materie prime o gli investimenti in comunicazione, oppure direttamente *survey* sui giudizi dei consumatori: tutte informazioni difficilmente reperibili e talvolta poco affidabili. Del resto, la relazione che intercorre tra livello qualitativo e prezzo è confermata sia da modelli teorici sia da verifiche empiriche. Lo stesso Stiglitz (1987) dimostra che la relazione tra qualità e prezzi, nel lungo periodo, sussiste anche in condizione di informazione imperfetta. Tuttavia, negli studi empirici sugli scambi internazionali per lo più vengono utilizzati i valori medi unitari (VMU) delle esportazioni come *proxy* dei prezzi. Ciò comporta un ulteriore elemento di complessità, vista l'ambiguità presente nei VMU, che, come è noto, non sono esattamente indicatori di prezzo, ma derivano dal rapporto tra valori e quantità esportate da un paese in un settore o prodotto. Essi, quindi, sono determinati sia dai prezzi applicati dalle imprese esportatrici, sia dal *mix* di beni che vengono esportati in quel comparto durante un determinato periodo.

Inoltre, al fine di servirsi delle misurazioni sulla qualità per ricavarne considerazioni appropriate, sarebbe importante comprendere pienamente le implicazioni economiche della differenziazione qualitativa. In particolare sarebbe utile poter verificare le relazioni che intercorrono tra queste misure e le strutture della produzione e dei mercati. Ad esempio, una differenza qualitativa misurata da un particolare indicatore potrebbe rispecchiare un diverso apporto fattoriale o tecnologico nella produzione, oppure potrebbe essere connessa a diversi gradi di sostituibilità dei beni e quindi rispecchiare un maggiore o minore potere di mercato. Rispetto a quest'ultimo punto, appare chiaro il legame reciproco, che unisce alcuni aspetti della misurazione della qualità allo studio sul potere di mercato e le strategie di prezzo delle imprese esportatrici ¹. In questo senso, si può pensare a misurazioni indirette della qualità, che cerchino di cogliere gli

¹Bresnahan (1989); Goldberg e Knetter (1995); De Nardis e Pensa (2004); Bugamelli e Tedeschi (2005); Lamieri e Lanza (2006)

effetti della differenziazione qualitativa sulla domanda rivolta a un certo paese esportatore.

Nel tentativo di produrre una classificazione nell'eterogeneità delle misure esistenti, una prima distinzione può essere fatta tra indicatori che rilevano il peso della differenziazione qualitativa nell'interscambio di beni, rispetto a indicatori che valutano le caratteristiche delle differenze e dei cambiamenti qualitativi. I primi nascono all'interno della letteratura sul commercio intraindustriale e hanno lo scopo di quantificare la parte di interscambio tra due paesi, negli stessi prodotti (o settori), derivante da un diverso livello qualitativo di importazioni ed esportazioni. L'altra categoria di indicatori cerca di individuare le modalità attraverso cui si può manifestare una differenziazione qualitativa. Queste tecniche di misurazione possono essere applicate sia per un confronto statico tra le esportazioni di un paese e quelle dei concorrenti, sia per valutare la variazione nel tempo della qualità di esportazioni o importazioni.

Infine, come visto in precedenza, gli studi empirici sul potere di mercato di un concorrente, o di un insieme di imprese esportatrici, ci forniscono una serie di metodologie utilizzabili come misure indirette della qualità. Questo in virtù della relazione che intercorre tra differenziazione qualitativa, grado di sostituibilità dei beni e potere di mercato.

Seguendo la logica sopra descritta, si illustreranno alcune delle metodologie di misurazione della qualità presenti nella letteratura economica, proponendo anche alcune soluzioni alternative alle tecniche esistenti. In particolare si è cercato di rispondere ad esigenze specifiche emerse negli studi empirici sulle esportazioni italiane, condotti all'interno della ricerca di cui questo contributo fa parte.

Nella sezione 2 viene presentata un'analisi critica di alcuni indicatori per la misurazione del commercio intraindustriale, che si concentrano sul peso da attribuire alla differenziazione qualitativa negli scambi internazionali.

Nella sezione 3 si cerca, invece, di analizzare le modalità in cui si manifesta la differenziazione e la variazione qualitativa; viene quindi proposta una metodologia di misurazione della variazione qualitativa assoluta (paragrafo 3.1) e una per valutare la qualità relativa delle esportazioni di un paese rispetto ai concorrenti (paragrafo 3.2).

La sezione 4 presenta una rassegna delle metodologie di stima indiretta della qualità attraverso un'analisi del potere di mercato (paragrafo 4.1) e dell'elasticità della domanda al prezzo relativo (paragrafo 4.2).

2 Il peso della differenziazione qualitativa

I primi indicatori che consideriamo sono quelli elaborati negli studi sulla misurazione del commercio intraindustriale e sulla verifica empirica delle teorie sulle determinanti del commercio internazionale². Molti dei modelli teorici che spiegano il commercio intraindustriale, infatti, si basano sulla differenziazione dei prodotti appartenenti a uno stesso settore. In questo contesto, il diverso livel-

²Essenzialmente la distinzione è tra le teorie neoclassiche basate sui modelli di Ricardo-Heckscher-Ohlin, che considerano essenzialmente il commercio interindustriale, e quelle sviluppate inizialmente da Helpman e Krugman (1985), basate sulla competizione imperfetta ed economie di scala crescenti e che giustificano gli scambi intraindustriali.

lo qualitativo è una fonte di differenziazione verticale tra le merci³. Seguendo la definizione di Lancaster (1979, 1980) un bene può essere considerato come un insieme di caratteristiche che includono: caratteristiche fisiche, livello di servizio, contenuto tecnologico e paese di origine. I consumatori hanno preferenze eterogenee riguardo queste caratteristiche. Se due beni hanno una diversa proporzione delle caratteristiche, senza che nessuno dei due prodotti abbia un ammontare maggiore di tutte le caratteristiche considerate insieme, i prodotti si definiscono ‘differenziati orizzontalmente’ o ‘simili’; se, viceversa, un prodotto ha una ammontare maggiore di tutte le caratteristiche, si definisce ‘differenziato verticalmente’, si considera che questo prodotto abbia una qualità superiore e si presume possa avere un prezzo più elevato. La presenza della differenziazione dei prodotti è alla base della giustificazione dei flussi bilaterali di commercio all’interno dello stesso settore merceologico.

Indicatori di somiglianza dei flussi commerciali, come quello Grubel e Lloyd (1975), sono stati utilizzati per cogliere il peso del commercio intraindustriale verticale (*VIIIT*) sul totale degli scambi (Greenway e altri, 1995; Annicchiarico e Quintieri, 2002). La differenziazione verticale può derivare sia da una diversità nella fascia di mercato dei beni, sia da un diverso grado di lavorazione nella filiera produttiva. Quest’ultima possibilità, tuttavia, è meno plausibile quando il confronto qualitativo avviene servendosi di una disaggregazione merceologica molto elevata nei dati di commercio (8-10 cifre), che spesso opera una distinzione tra i prodotti anche secondo questo criterio. Negli indicatori presentati in questa sezione, la differenziazione verticale viene colta semplicemente analizzando le differenze nei VMU tra importazioni ed esportazioni (o tra le esportazioni di diversi paesi). Si è già accennato ai limiti di questo approccio, che le metodologie presentate nelle sezioni successive cercheranno in parte di superare.

2.1 Il commercio intraindustriale orizzontale e verticale: gli indici di Grubel e Lloyd

In primo luogo può essere utile far riferimento all’indice generale proposto da Grubel e Lloyd (1975) per rilevare la porzione d’interscambio tra due paesi all’interno degli stessi settori o prodotti. Tale indicatore considera come intraindustriale soltanto la parte bilanciata (*trade overlap*) dei flussi bilaterali appartenenti alla medesima produzione; la parte restante degli scambi commerciali tra due paesi viene quindi classificata come interindustriale. Analiticamente l’indice di Grubel e Lloyd può essere espresso come segue:

$$\mathbf{GL} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i) - \sum_{i=1}^n |X_i - M_i|}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)}, \quad 0 \leq \mathbf{GL} \leq 1 \quad (1)$$

dove M_i e X_i indicano rispettivamente le importazioni e le esportazioni di un paese da e verso un altro paese o area geografica, nel bene i -esimo.

Abbiamo visto che una parte degli scambi intraindustriali potrebbe essere causato dalla presenza di diversi livelli qualitativi tra importazioni ed esportazioni.

³In particolare modelli come quelli sviluppati da Falvey (1981) e Falvey e Kierzkowski (1987) si basano sulla differenziazione qualitativa dei prodotti, mentre i modelli di concorrenza monopolistica proposti da Helpman e Krugman (1985) si basano sul concetto di *love of variety* che prevede una differenziazione orizzontale dei prodotti.

L'obiettivo è quindi quello di individuare la quota di scambi bilaterali attribuibile a tale differenziazione verticale. L'indice qualitativo di base utilizzato a questo scopo prende in considerazione il rapporto tra i valori medi unitari delle esportazioni (UVX_i) e delle importazioni (UVM_i) del prodotto i -esimo. Il presupposto è che le differenze di prezzo (approssimato dai valori medi unitari) siano essenzialmente spiegate da un diverso livello qualitativo delle merci. In particolare, se viene rispettata la condizione:

$$1 - \alpha \leq UVX_i/UVM_i \leq 1 + \alpha \quad (2)$$

si ritiene che non vi sia una differenza sensibile tra il livello qualitativo delle esportazioni e quello delle importazioni nel prodotto i -esimo. Ovviamente la condizione è influenzata dal valore di α ; negli studi empirici solitamente questo parametro assume valori compresi tra 0,15 e 0,25. Sulla base di questa distinzione (condizione 2) vengono calcolate le quote di commercio intraindustriale orizzontale ($HIIT$) e verticale ($VIIT$) attraverso degli indici specifici:

$$\mathbf{GL}_{HIIT} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i^h + M_i^h) - \sum_{i=1}^n |X_i^h - M_i^h|}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)}, \quad 0 \leq \mathbf{GL}_{HIIT} \leq 1 \quad (3)$$

$$\mathbf{GL}_{VIIT} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i^v + M_i^v) - \sum_{i=1}^n |X_i^v - M_i^v|}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)}, \quad 0 \leq \mathbf{GL}_{VIIT} \leq 1 \quad (4)$$

dove X_i^h e M_i^h indicano rispettivamente le esportazioni e le importazioni che soddisfano la condizione 2, mentre X_i^v e M_i^v rappresentano le esportazioni e le importazioni che non rispettano la condizione 2.

Tra i flussi di commercio intraindustriale verticale è possibile distinguere i prodotti per i quali la qualità delle esportazioni è superiore a quella delle importazioni ($UVX_i/UVM_i > 1 + \alpha$ [a]) e quelli per i quali la qualità delle esportazioni è inferiore a quella delle importazioni ($UVX_i/UVM_i < 1 - \alpha$ [b]). In questo modo si può scomporre la quota di commercio intraindustriale verticale positivo (*exporting quality*), se è soddisfatta la condizione [a], e negativo (*importing quality*), qualora sia soddisfatta la condizione [b]

$$\mathbf{GL}_{VIIT} = \mathbf{GL}_{VIIT+} + \mathbf{GL}_{VIIT-} \quad (5)$$

L'indice \mathbf{GL} , tuttavia, presenta alcune criticità rilevate da diversi autori, tra i quali gli stessi Grubel e Lloyd, e riassunte in maniera strutturata da Iapadre (2003). La debolezza principale di quest'indice sussiste nell'assunzione implicita che vi sia un bilanciamento negli scambi bilaterali intraindustriali a livello di singolo settore e un bilanciamento complessivo degli scambi interindustriali (Chiarlone, 2001). Sia da un punto di vista teorico che empirico, entrambe le assunzioni sono contestabili, soprattutto se vengono considerati solo una parte dei flussi commerciali e non il totale degli scambi. Gli stessi Grubel Lloyd hanno sostenuto che l'indice, in presenza di un saldo commerciale globale non

in equilibrio è una misura distorta verso il basso del commercio intraindustriale. Al fine di evitare questa distorsione, gli autori propongono di rimuovere dal denominatore dell'indice originale la porzione di commercio bilaterale non bilanciato. Così facendo si ottiene una misura di commercio intra-industriale calcolata rispetto al totale degli scambi bilanciati:

$$\widetilde{\mathbf{GL}} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i) - \sum_{i=1}^n |X_i - M_i|}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i) - \left| \sum_{i=1}^n X_i - \sum_{i=1}^n M_i \right|}, \quad 0 \leq \widetilde{\mathbf{GL}} \leq 1$$

Alcuni contributi ⁴ hanno criticato questa formulazione poiché la correzione proposta può generare distorsioni arbitrarie che, in alcuni casi, potrebbero essere ancora più rilevanti rispetto alla formula originaria dell'indice \mathbf{GL} . Un altro svantaggio consiste nel fatto che questa formulazione può essere applicata unicamente a flussi di commercio aggregato e non a livello di singola industria. Anche per questi motivi, nelle applicazioni empiriche sul commercio intraindustriale è stato per lo più impiegato l'indice \mathbf{GL} nella sua formulazione originale.

Tra le critiche teoriche mosse all'indice Grubel-Lloyd, è stato eccepito il fatto che gli scambi commerciali di un certo settore non possono essere contemporaneamente di tipo intraindustriale e interindustriale, come ammesso da questo indicatore. Questa critica si basa sull'idea che il commercio in un settore vada ricondotto o alla teoria neoclassica dei vantaggi comparati - e in questo caso sarebbe unidirezionale - oppure alla *New Trade Theory*, che prevede scambi intraindustriali generati da mercati in competizione imperfetta e da rendimenti di scala crescenti (Vona, 1991).

2.2 Il commercio intraindustriale orizzontale e verticale: l'indice di Vona

Una misura alternativa per valutare il peso del commercio intraindustriale, che cerca di superare i limiti dell'indice \mathbf{GL} presentati in precedenza, è quella sviluppata da Abd-El-Rahman (1986); Vona (1991); Freudenberg e Müller (1992).

In particolare Abd-El-Rahman (1986) parte dalla definizione di un Overlap Index (\mathbf{OI}) calcolato per ciascun flusso commerciale tra due paesi:

$$\mathbf{OI} = \frac{\min(X_i; M_i)}{\max(X_i; M_i)}, \quad 0 \leq \mathbf{OI} \leq 1 \quad (6)$$

Viene quindi stabilita esogenamente una soglia per l' \mathbf{OI} al di sopra della quale si ritiene che nell' i -esimo prodotto prevalga il commercio intraindustriale (in Freudenberg e Müller (1992) la soglia è 0,1). L'applicazione di quest'indice permette di suddividere gli n flussi bilaterali in intraindustriali (m) e interindustriali ($n - m$), e quindi anche di valutarne il peso sul totale degli scambi⁵:

⁴(Vona, 1991; Iapadre, 2003)

⁵L'indice di intensità intraindustriale è quello elaborato da Vona (1991), nella forma proposta da Iapadre (2003). Nel lavoro di Vona, tuttavia, non viene utilizzato l'Overlap Index e vengono considerati interindustriali soltanto gli scambi in cui uno dei flussi (X_i o M_i) è nullo.

$$\mathbf{V} = \frac{\sum_{i=1}^m (X_i + M_i)}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)}, \quad 0 \leq \mathbf{V} \leq 1 \quad (7)$$

Inoltre, applicando alla (7) la condizione espressa nella (2), i flussi intraindustriali possono essere distinti in orizzontali e verticali. Per questi ultimi si può separare una quota positiva (*exporting quality*) - quando il valore medio unitario delle esportazioni eccede quello delle importazioni - rispetto a quella negativa (*importing quality*), come visto nel caso dell'indice Grubel-Lloyd (equazione 5).

Questa metodologia è in parte svincolata da alcune criticità emerse per l'indice **GL**⁶; vanno però tenuti in considerazione alcuni importanti limiti che questo approccio comporta. Iapadre (2003) evidenzia la sensibilità dell'indice a piccole variazioni di interscambio che trasformino un flusso da unidirezionale (interindustriale) a bidirezionale (itraindustriale) e viceversa. Un altro problema è che indici come quelli proposti da Abd-El-Rahman e da Vona, basandosi su flussi bilaterali, possono produrre flussi interindustriali o intraindustriali per lo stesso settore a seconda del partner commerciale che si consideri (un problema simile era stato considerato un punto debole dell'indice **GL**).

Ci sembra quindi utile riconsiderare nell'insieme vantaggi e criticità delle due tipologie di indicatori visti e valutare la coerenza di queste misure con le teorie economiche sul commercio internazionale. Si potrebbe quindi vedere se esiste una base teorica utile per giudicare la validità delle metodologie proposte.

2.3 Misurazione degli scambi intraindustriali e le teorie del commercio internazionale

Il fatto che gli indici descritti possano rilevare flussi interindustriali o intraindustriali per lo stesso settore, ci riporta alla critica teorica mossa all'indice **GL** e ne evidenzia alcuni limiti. Infatti, è inverosimile supporre di distinguere i flussi commerciali, secondo le diverse teorie di commercio internazionale, considerando soltanto l'intensità del commercio intraindustriale in un certo settore. In particolare è semplicistico pensare di separare i settori che presentano economie di scala crescenti e concorrenza imperfetta sulla base dell'esistenza di commercio bidirezionale in quel comparto. Del resto, ciò è smentito anche da alcuni modelli teorici⁷ che prevedono la possibilità di scambi unidirezionali dovuti interamente alla struttura di mercato⁸ e scambi bidirezionali anche in un contesto teorico alla Heckscher-Ohlin-Ricardo (Falvey e Kierzkowski, 1987; Davis, 1995; Petrucci e Quintieri, 2001).

Inoltre, le teorie basate sui vantaggi comparati e quelle basate sulla struttura dei mercati possono non essere del tutto alternative; si può ad esempio pensare che la cosiddetta *New Trade Theory* spieghi meglio gli scambi ad un elevato

⁶Oltre agli aspetti già sottolineati, un ulteriore vantaggio di questo tipo di indicatori è la possibilità di utilizzare le variazioni degli indici per analizzare i processi di aggiustamento, senza incorrere nelle problematiche evidenziate da Brühlhart (1994) per le forme quasi-dinamiche dell'indice **GL**.

⁷(Helpman e Krugman, 1985)

⁸Secondo i modelli di base della *new trade theory* ciò può avvenire tra paesi sufficientemente dissimili rispetto alle dimensioni dei mercati ed è una conseguenza del cosiddetto *home market effect*.

livello di disaggregazione, mentre la teoria neoclassica si adatti meglio al commercio tra settori più aggregati (Davis e Weinstein, 2003). D'altra parte nella realtà è perfettamente ammissibile che gli scambi tra il paese A e il paese B in un determinato settore siano causati essenzialmente dalla struttura di mercato, mentre il commercio tra il paese A e il paese C in quello stesso settore sia dovuto alla presenza di vantaggi comparati⁹.

In generale non si può affermare che la parte di scambi non in pareggio in un settore ($|X_i - M_i|$) sia automaticamente di tipo interindustriale; ma non è possibile neppure escludere questa ipotesi servendosi di una classificazione dei settori basata su criteri arbitrari. Seppure la distinzione preliminare avvenisse con metodologie più appropriate rispetto all'Overlap Index¹⁰, indicatori come quelli proposti da Abd-El-Rahman e Vona potrebbero misurare non tanto l'effettiva intensità del commercio intraindustriale, ma il peso degli scambi in settori che possono generare commercio bidirezionale per la loro struttura di mercato (competizione imperfetta e rendimenti di scala crescenti).

Questo problema diventa più evidente introducendo il concetto di commercio intraindustriale verticale (*VIIT*), che prevede una differenziazione qualitativa tra importazioni ed esportazioni. In questo caso, servirsi della dicotomica distinzione tra flussi riconducibili alla teoria neoclassica o alla *new trade theory* risulta chiaramente fuorviante. Immaginando, ad esempio, che a diversi livelli qualitativi corrispondano differenze nell'apporto fattoriale o nelle tecnologie produttive impiegate, possiamo avere commercio intraindustriale dovuto alla presenza di vantaggi comparati (Falvey e Kierzkowski, 1987).

Resta quindi il dubbio su quale metodologia possa meglio rispecchiare le proporzioni del *VIIT* sul totale degli scambi. Infatti, nonostante le critiche teoriche mosse all'indice **GL** presentino alcune debolezze, sappiamo che il bilanciamento dei flussi commerciali, implicitamente assunto dall'indice, e l'attribuzione al commercio interindustriale dei flussi non in pareggio nei singoli settori può portare a una sottostima del peso degli scambi intraindustriali. Del resto, ampliare il concetto di commercio intraindustriale seguendo la procedura proposta da Vona può generare altrettanti problemi teorici. In più, al fine di accogliere alcune istanze provenienti dalla teoria, questo tipo di misurazione tende ad allontanarsi da un'accezione più diretta e intuitiva di commercio intraindustriale. Nonostante quest'idea sia indubbiamente interessante, soprattutto perché permetterebbe di considerare direttamente le implicazioni teoriche connesse ai risultati empirici, gli strumenti proposti da questi indicatori sembrano essere inadeguati a questo fine. Per questo, l'indice sviluppato da Grubel e Lloyd continua probabilmente ad essere il più adatto a misurare l'intensità del commercio intraindustriale e il peso della differenziazione qualitativa all'interno di questo fenomeno. Rimane tuttavia criticabile la possibilità di servirsi delle evidenze ottenute attraverso l'indice **GL** per valutare la rilevanza delle diverse teorie economiche nella determinazione degli scambi commerciali.

Le problematiche messe in luce per l'indicatore **GL** sembrano incidere in

⁹Immaginiamo, ad esempio, che il paese A e il paese B siano tra loro simili e scambino tra loro varietà di uno stesso bene, mentre C, avendo una struttura produttiva molto differente, trarrà vantaggio scambiando quel bene con altri del tutto diversi

¹⁰Pensiamo, ad esempio, alle stime dirette sulle strutture di mercato realizzate nella letteratura di organizzazione industriale o a quelle recentemente sviluppate nei lavori che testano le implicazioni teoriche della *new trade theory* (Behrens e altri, 2004; Brülhart e Trionfetti, 2005; Davis e Weinstein, 2003; Head e altri, 2002)

misura minore quando questa misura è utilizzata per valutare semplicemente la somiglianza nei flussi commerciali. Questo approccio è stato utilizzato per misurare la pressione competitiva tra esportazioni di diversi paesi in alcuni mercati e settori specifici. De Nardis e Traù (2006) utilizzano la seguente formulazione dell'indice \mathbf{GL} calcolato per ciascun settore e mercato di interesse:

$$\mathbf{GL}_{(AB)}^* = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{iA} + X_{iB}) - \sum_{i=1}^n |X_{iA} - X_{iB}|}{\sum_{i=1}^n (X_{iA} + X_{iB})}, \quad 0 \leq \mathbf{GL}_{(AB)}^* \leq 1 \quad (8)$$

dove X_{iA} sono le esportazioni del paese A per l' i -esimo prodotto nel mercato di riferimento, mentre n rappresenta il numero di prodotti contenuti nel settore considerato.

L'indice viene calcolato al fine di verificare l'effettiva concorrenza tra le esportazioni di due paesi che presentano una specializzazione nel settore preso in esame. Se la disaggregazione per prodotto utilizzata fosse molto alta, già quest'indice potrebbe essere influenzato da differenze qualitative tra le esportazioni dei due paesi. Infatti, un valore dell'indice poco elevato rivelerebbe una specializzazione dei due esportatori in prodotti diversi del settore; se alcuni beni presentassero un contenuto qualitativo superiore ad altri è possibile che un diverso mix di prodotto sia dovuto a una diversa qualità delle esportazioni concorrenti. Questo tipo di informazione, tuttavia, non può essere messa in luce utilizzando un indicatore come quello di Grubel e Lloyd, ma, come vedremo nelle prossime sezioni, esistono modalità di misurazione che cercano di cogliere proprio questo tipo di differenziazione qualitativa. In questo contesto, invece, la possibilità di prendere in considerazione le differenze qualitative si rifà alla misurazione del commercio intraindustriale verticale, presentata all'inizio del paragrafo. Si può quindi modificare l'indice \mathbf{GL}_{AB}^* sul modello della 4

$$\mathbf{GL}_{\mathbf{V}(AB)}^* = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{iA}^v + X_{iB}^v) - \sum_{i=1}^n |X_{iA}^v - X_{iB}^v|}{\sum_{i=1}^n (X_{iA} + X_{iB})}, \quad 0 \leq \mathbf{GL}_{\mathbf{V}(AB)}^* \leq \mathbf{GL}_{(AB)}^* \quad (9)$$

dove X_{iA}^v e X_{iB}^v indicano rispettivamente le esportazioni e le importazioni che non soddisfano la condizione: $1 - \alpha \leq UVX_{iA}/UVX_{iB} \leq 1 + \alpha$.

Questo indice permette di verificare quanto le esportazioni che producono una somiglianza tra i flussi commerciali ($\mathbf{GL}_{(AB)}^*$), appartengono o meno alla stessa classe di prezzo. Un rapporto $\mathbf{GL}_{\mathbf{V}(AB)}^*/\mathbf{GL}_{(AB)}^*$ vicino a 1 evidenzerebbe una differenziazione verticale tra le esportazioni concorrenti e quindi una pressione competitiva minore di quella deducibile considerando semplicemente l'indice di somiglianza.

3 Le caratteristiche della differenziazione qualitativa

Le modalità di misurazione considerate in precedenza si concentravano sul peso da attribuire alla differenziazione qualitativa sul totale degli scambi o all'interno del commercio intraindustriale. Per cercare invece di analizzare le modalità in cui si manifesta la differenziazione e la variazione qualitativa nelle esportazioni (importazioni) di un certo paese, è necessario affidarsi a un approccio diverso da quello visto fino ad ora. In questo capitolo, quindi, proporremo due metodologie di misurazione complementari: la prima prenderà in considerazione l'evoluzione delle esportazioni per evidenziarne i mutamenti qualitativi in termini assoluti (3.1); la seconda metterà a confronto il livello qualitativo delle esportazioni di un paese rispetto ai concorrenti (3.2).

3.1 La variazione della qualità assoluta

Considerando alcune tecniche di misurazione, sviluppate al fine di cogliere le variazioni qualitative nelle esportazioni (importazioni) di un certo paese è utile partire dal contributo fornito da Aw e Roberts (1986). Essi introdussero una metodologia per misurare gli effetti delle politiche commerciali sull'*upgrading* qualitativo delle importazioni statunitensi. Questa procedura prevede l'impiego di dati settoriali in valore e quantità a un alto livello di disaggregazione merceologica. Si ipotizza che, se le varie categorie di prodotti presentano tra loro una differenziazione verticale, essa potrebbe essere rilevata dalle differenze nei VMU dei singoli gruppi merceologici, considerati secondo una scomposizione molto elevata. Un presupposto fondamentale di questa metodologia, quindi, è la possibilità di concentrarsi su beni sufficientemente omogenei, affinché il confronto nelle quantità e nei VMU sia significativo ¹¹. Inoltre, dato che Aw e Roberts elaborano tale metodo per applicarlo ai flussi di importazione, essi considerano anche una scomposizione dei dati per paese fornitore. Analogamente a quanto visto in precedenza, si ritiene che, se un paese esportasse merci di VMU più elevato, ciò potrebbe riflettere un maggior contenuto qualitativo. Si può immaginare che, allo stesso modo, anche la composizione geografica nei mercati di esportazione possa influire sulla qualità dei beni esportati. Tuttavia, mentre il livello qualitativo dei beni esportati da un paese deriva essenzialmente dalla sua struttura produttiva e dai vantaggi comparati ¹², i fattori che influenzano la qualità delle importazioni sono molteplici e talvolta più difficili da individuare (pil pro capite, distribuzione interna dei redditi, preferenze, struttura della domanda ecc.)¹³.

Sulla base delle condizioni presentate, Aw e Roberts calcolano un indice sintetico, che possiamo definire di prezzo-qualità, dato dal semplice rapporto tra il valore complessivo di tutti i beni importati (esportati) nel settore e il totale delle quantità (PQ^t).

Immaginando di avere, per un certo settore, $g = 1, \dots, n$ prodotti e $c =$

¹¹Non si tratta semplicemente di considerare beni le cui quantità siano espresse nella stessa unità di misura. Infatti, se un settore comprende merci molto eterogenee, il confronto tra il VMU dei singoli beni potrebbe risultare fuorviante.

¹²(Falvey e Kierzkowski, 1987; Petrucci e Quintieri, 2001)

¹³(Hallak e Schott, 2005)

1, ..., m paesi fornitori (o di esportazione) la variazione percentuale dell'indicatore di prezzo-qualità (ΔPQ^t), è dato da:

$$\Delta PQ^t = \frac{PQ^t - PQ^{t-1}}{PQ^{t-1}} \quad (10)$$

dove

$$PQ^t = \frac{\sum_g \sum_c v_{gc}^t}{\sum_g \sum_c q_{gc}^t}$$

v_{gc}^t è il valore delle importazioni (esportazioni) del bene g da (o verso) il paese c al tempo t , mentre q_{gc}^t rappresenta la quantità corrispondente.

Questa variazione nel tempo è determinata fondamentalmente da tre effetti: l'evoluzione dei VMU delle singole componenti prodotto-paese, il cambiamento nella composizione merceologica e quello nella composizione geografica dei beni scambiati. In particolare, l'indice PQ^t può aumentare o per un incremento dei VMU dei singoli beni, o perché cresce la quota di beni ad elevato VMU all'interno del settore oppure perché cresce il peso dei paesi che esportano (importano) merci con VMU più alto.

Aw e Roberts utilizzano l'indice di Tornqvist per valutare l'incremento dei VMU interno alle singole combinazioni *prodotto-paese* ($\Delta \tilde{P}^t$):

$$\Delta \tilde{P}^t = \sum_g \sum_c S_{gc}^t \frac{P_{gc}^t - P_{gc}^{t-1}}{P_{gc}^{t-1}} \quad (11)$$

dove

$$S_{gc}^t = \frac{1}{2} \left(\frac{v_{gc}^t}{\sum_g \sum_c v_{gc}^t} + \frac{v_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c v_{gc}^{t-1}} \right) \quad e \quad P_{gc}^t = \frac{v_{gc}^t}{q_{gc}^t}$$

La differenza tra l'indicatore ΔPQ^t e l'indice di Tornqvist rileva la variazione dell'indicatore complessivo di prezzo-qualità dovuta a un cambiamento nella composizione delle merci esportate o importate:

$$\Delta Q^t = \Delta PQ^t - \Delta \tilde{P}^t \quad (12)$$

L'indice rileva un effetto di composizione dovuto al cambiamento sia nel mix merceologico, sia nei paesi fornitori (o nei mercati di destinazione). Per distinguere questi due effetti viene calcolato un indice di Tornqvist parziale per ciascuna delle determinanti (composizione merceologica o geografica), che si vuole cogliere. Indicheremo quest'indice per la caratteristica i -esima con $\Delta \tilde{P}_i^t$:

$$\Delta \tilde{P}_i^t = \sum_i S_i^t \frac{P_i^t - P_i^{t-1}}{P_i^{t-1}} \quad (13)$$

dove

$$S_i^t = \frac{1}{2} \left(\frac{\sum_j v_{ij}^t}{\sum_i \sum_j v_{ij}^t} + \frac{\sum_j v_{ij}^{t-1}}{\sum_i \sum_j v_{ij}^{t-1}} \right) \quad e \quad P_i^t = \frac{\sum_j v_{ij}^t}{\sum_j q_{ij}^t} \quad con \quad i, j = g, c$$

Utilizzando l'indice parziale relativo alla variazione dei VMU nei vari beni è possibile costruire un indicatore che rilevi i mutamenti nella composizione merceologica:

$$\Delta Qg^t = \Delta PQ^t - \Delta \widetilde{P}g^t \quad (14)$$

Analogamente si può valutare il cambiamento nella composizione geografica dei beni importati o esportati:

$$\Delta Qc^t = \Delta PQ^t - \Delta \widetilde{P}c^t \quad (15)$$

L'indice di composizione merceologica (ΔQg^t) assumerà un valore positivo se c'è uno spostamento verso beni a VMU mediamente più elevato. Allo stesso modo, se aumenta il peso dei paesi da cui si importano (o verso cui si esportano) beni a maggior VMU ciò verrà rilevato da un valore positivo dell'indice di composizione geografica (ΔQc^t).

Nel caso delle importazioni è possibile pensare che i paesi fornitori con VMU più elevati nei singoli beni siano anche specializzati nelle merci a più alto VMU all'interno del settore. Lo stesso può valere per le esportazioni, se nei mercati più ricchi si esportassero merci ad un prezzo mediamente più alto e ci fosse una domanda proporzionalmente più accentuata per le produzioni del settore a maggior VMU. In casi quindi di correlazione tra composizione merceologica e geografica il cambiamento qualitativo nel mix di prodotti importati (esportati) potrebbe essere sovrastimato (o sottostimato) se lo valutassimo semplicemente dalla somma $\Delta Qg^t + \Delta Qc^t$. E' necessario, quindi, calcolare un termine di interazione tra i due effetti (ΔQcg^t):

$$\Delta Qcg^t = \Delta Q^t - \Delta Qg^t - \Delta Qc^t \quad (16)$$

Complessivamente, quindi, Aw e Roberts individuano quattro effetti che incidono sulla variazione dell'indice complessivo di prezzo-qualità: la variazione nei VMU di ciascuna combinazione prodotto-paese ($\Delta \widetilde{P}^t$), un effetto di composizione merceologica (ΔQg^t), un effetto di composizione geografica (ΔQc^t) e un termine di interazione tra la composizione geografica e merceologica (ΔQcg^t). L'indice ΔPQ^t viene quindi scomposto come segue:

$$\Delta PQ^t = \Delta \widetilde{P}^t + \Delta Qg^t + \Delta Qc^t + \Delta Qcg^t \quad (17)$$

In un contributo successivo, Menzler-Hokkanen e Langhammer (1994) evidenziano il fatto che nella metodologia di Aw e Roberts vengono calcolati soltanto degli effetti complessivi e viene invece trascurato il contributo delle singole combinazioni prodotto-paese al miglioramento o al peggioramento qualitativo. Gli effetti aggregati, di prezzo o di composizione, infatti, possono essere generati da una somma di contributi anche molto diversi e talvolta di segno opposto. Immaginiamo, ad esempio, che vi sia stato un forte incremento nei VMU di alcuni prodotti e un forte decremento in altri; seppure l'effetto aggregato fosse trascurabile, si tratterebbe di un fenomeno sostanzialmente differente dal caso in cui questo risultato fosse prodotto da variazioni tra loro simili e di scarsa entità.

La variazione dell'indice totale di prezzo-qualità viene quindi scomposto in maniera da tener conto dei contributi delle singole produzioni. Menzler-Hokkanen e Langhammer individuano l'apporto (E_{gc}^t) di ciascuna combinazione

prodotto-paese alla variazione percentuale dell'indice aggregato di prezzo-qualità nel modo seguente:

$$E_{gc}^t = \left[\left(\frac{v_{gc}^t}{\sum_g \sum_c q_{gc}^t} - \frac{v_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c q_{gc}^{t-1}} \right) - \left(\frac{q_{gc}^t}{\sum_g \sum_c q_{gc}^t} - \frac{q_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c q_{gc}^{t-1}} \right) PQ^t \right] \frac{1}{PQ^{t-1}}$$

Gli autori considerano la componente $\left(v_{gc}^t / \sum_g \sum_c q_{gc}^t - v_{gc}^{t-1} / \sum_g \sum_c q_{gc}^{t-1} \right)$ come il contributo assoluto alla variazione dell'indice, a cui viene sottratto un effetto di sostituzione. Torneremo in seguito sulla derivazione del singolo contributo E_{gc}^t e sul suo possibile significato; per ora ci limitiamo a sottolineare che la somma dei singoli contributi ci permette di ottenere l'indice di variazione complessiva di prezzo-qualità:

$$\Delta PQ^t = \sum_g \sum_c E_{gc}^t \quad (18)$$

Nell'analisi empirica condotta da Menzler-Hokkanen e Langhammer sulle importazioni di sedie in Francia, gli autori individuano alcune combinazioni prodotto-paese fornitore che incidono in maniera determinante sulla variazione dell'indice aggregato di prezzo-qualità. Questa metodologia, quindi, può consentire di disporre di nuove informazioni per comprendere le determinanti che hanno inciso sui valori di ΔPQ^t osservate.

Tuttavia, con questo metodo di calcolo si perdono le evidenze sui diversi effetti complessivi (variazione VMU interna e composizione) presenti nella metodologia proposta da Aw e Roberts. Neppure il contemporaneo utilizzo delle due procedure permette di risolvere questo problema, visto che alcune diversità nelle logiche di calcolo non consentono di mettere in diretta relazione i risultati dei due metodi ¹⁴.

Per cercare di risolvere queste difficoltà presenteremo una diversa procedura di calcolo che considera entrambe le tipologie di informazioni presenti nei contributi illustrati. Il metodo che verrà proposto, infatti, permette di scomporre la variazione dell'indice aggregato di prezzo-qualità (ΔPQ^t) in effetti complessivi simili a quelli di Aw e Roberts, ma anche di ottenere, una disaggregazione di ciascun effetto per ogni combinazione prodotto-mercato ¹⁵.

Come in Aw e Roberts (1986) viene innanzitutto calcolata la variazione di un indice aggregato di prezzo-qualità (PQ_t), ottenuto come rapporto tra il valore totale di tutti i beni esportati e il totale delle quantità. La variazione di tale indicatore viene quindi scomposta in tre diversi indicatori complessivi.

Il primo indice, che abbiamo definito effetto interno (ΔP^t), si propone di cogliere la variazione dei VMU interna alle singole combinazioni prodotto-paese tra due periodi di tempo ed è ottenuto da una media ponderata delle variazioni percentuali nei VMU dei singoli elementi. Per evitare che l'effetto interno sia influenzato dai cambiamenti nel mix merceologico o geografico, ciascuna variazione viene pesata per la quota della componente nelle esportazioni (importazioni) del periodo iniziale. Per questo, come per gli altri indicatori, si individuerà prima

¹⁴Questo risulta evidente dal contributo di Menzler-Hokkanen e Langhammer (1994), soprattutto nel paragrafo in cui si mettono a confronto i risultati empirici ottenuti dalla loro metodologia e quelli derivabili dall'impiego degli indicatori di Aw e Roberts.

¹⁵Questa metodologia è stata introdotta nel contributo di Borin e Quintieri (2006).

un effetto relativo alla singola componente prodotto-mercato e poi un indice complessivo ottenuto dalla somma di ciascun effetto:

$$\Delta P_{gc}^t = \frac{v_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c v_{gc}^{t-1}} \frac{P_{gc}^t - P_{gc}^{t-1}}{P_{gc}^{t-1}} \quad \text{con} \quad P_{gc}^t = \frac{v_{gc}^t}{q_{gc}^t} \quad (19)$$

L'indice aggregato di prezzo, quindi, corrisponde all'indice di Laspeyres:

$$\Delta P^t = \sum_g \sum_c \Delta P_{gc}^t \quad (20)$$

La variazione nel mix di beni esportati è invece colta dall'effetto composizione (ΔC^t). Questo indicatore assume un valore positivo se, nel settore, cresce la quota di esportazioni (importazioni) nelle combinazioni prodotto-mercato a VMU più elevato della media. Un valore positivo dell'effetto composizione, può rivelare un miglioramento qualitativo, qualora esso si sostanzia in un mutamento nella tipologia dei beni esportati (importati) o nella composizione dei mercati di sbocco o approvvigionamento. Anche se è possibile operare una distinzione tra un effetto di composizione merceologica e uno di composizione geografica, ci sembra più opportuno considerare l'indicatore complessivo in maniera congiunta, sfruttando la scomposizione per prodotto-paese al fine di cogliere i beni e i mercati che maggiormente hanno inciso sul risultato aggregato. Per ogni combinazione prodotto-paese l'effetto composizione è dato da:

$$\Delta C_{gc}^t = \frac{P_{gc}^{t-1} - PQ^{t-1}}{PQ^{t-1}} \left(\frac{q_{gc}^t}{\sum_g \sum_c q_{gc}^t} - \frac{q_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c q_{gc}^{t-1}} \right) \quad (21)$$

e in termini aggregati

$$\Delta C^t = \sum_g \sum_c \Delta C_{gc}^t \quad (22)$$

Vi è infine un ultimo effetto che rileva se vi sia stato uno spostamento verso combinazioni prodotto-paese che hanno incrementato i propri VMU in maniera superiore (o inferiore) rispetto alla media del settore. Questo indicatore, che abbiamo definito effetto combinato (ΔCB^t), assume un valore positivo se, nel settore, aumenta la quota in quantità degli elementi che hanno avuto un forte incremento dei VMU, oppure se diminuisce il peso delle combinazioni prodotto-paese con una variazione dei VMU inferiore alla media. L'effetto combinato (ΔCB_{gc}^t) per ogni elemento è dato da:

$$\Delta CB_{gc}^t = \frac{(P_{gc}^t - P_{gc}^{t-1}) - (PQ^t - PQ^{t-1})}{PQ^{t-1}} \left(\frac{q_{gc}^t}{\sum_g \sum_c q_{gc}^t} - \frac{q_{gc}^{t-1}}{\sum_g \sum_c q_{gc}^{t-1}} \right)$$

e complessivamente

$$\Delta CB^t = \sum_g \sum_c \Delta CB_{gc}^t \quad (23)$$

Sommando gli effetti calcolati per ogni elemento è possibile determinare l'apporto di ogni combinazione prodotto-paese (E_{gc}^t) alla variazione dell'indice complessivo prezzo-qualità:

$$E_{gc}^t = \Delta P_{gc}^t + \Delta C_{gc}^t + \Delta CB_{gc}^t \quad (24)$$

Peraltro, l'indicatore E_{gc}^t così calcolato corrisponde esattamente a quello individuato da Menzler-Hokkanen e Langhammer nel loro contributo. La variazione dell'indice aggregato di prezzo-qualità, quindi, può essere ottenuta sia sommando gli effetti complessivi, sia aggregando i singoli contributi per combinazione prodotto-mercato:

$$\Delta PQ^t = \Delta P^t + \Delta C^t + \Delta CB^t = \sum_g \sum_c E_{gc}^t \quad (25)$$

La metodologia appena descritta può fornirci delle informazioni utili per valutare la variazione qualitativa nelle importazioni di un paese, in maniera simile agli studi realizzati da Aw e Roberts e Menzler-Hokkanen e Langhammer. Tuttavia, quando si analizzano le esportazioni si può essere interessati a conoscere quale sia il livello qualitativo delle merci di un paese rispetto a quelle dei concorrenti. Inoltre lo studio delle variazioni qualitative delle esportazioni basato sulle metodologie fin qui presentate non tiene conto delle trasformazioni nella struttura geografica della domanda mondiale, di come questa sia mutata nella composizione merceologica e di come siano cambiati i VMU dei beni concorrenti nei vari mercati. Nel prossimo paragrafo presenteremo una tecnica di misurazione della qualità che prende proprio in considerazione queste ulteriori esigenze conoscitive.

3.2 La qualità relativa delle esportazioni

Valutare la qualità relativa delle esportazioni di un paese rispetto a quella dei concorrenti e la sua evoluzione nel tempo, può essere un fattore importante per comprendere il suo posizionamento nel commercio internazionale¹⁶. Infatti, per comprendere quale sia il *pattern of trade* di un paese e analizzarne i punti di forza o le criticità, può non essere sufficiente limitarsi alla specializzazione intersettoriale. In alcuni casi, può essere altrettanto importante capire se le esportazioni di un paese siano concentrate nelle fasce qualitativamente più o meno elevate di determinati settori. Rifacendosi, ad esempio, al contesto teorico dei vantaggi comparati, il tipo di specializzazione qualitativa-intrasettoriale può essere rilevante quanto quella intersettoriale.

Per confrontare la qualità delle esportazioni di un paese rispetto ai concorrenti, si presenterà una procedura analoga a quella dell'ultima metodologia proposta nel paragrafo precedente¹⁷. Considerato un mercato di riferimento, che può essere quello mondiale, viene calcolato un indice complessivo per misurare la differenza in termini di prezzo e qualità tra le esportazioni del paese i e quelle mondiali (M). Quest'indice, definito differenza in prezzo-qualità (ΓPQ_i^t), è dato dalla differenza percentuale tra l'indicatore di prezzo-qualità, visto in precedenza, calcolato per le esportazioni del paese e quello del totale delle esportazioni mondiali:

¹⁶In questo paragrafo considereremo quindi soltanto i flussi di esportazione, per i quali ci sembra più significativa una comparazione rispetto ai concorrenti. Comunque, è del tutto plausibile riadattare la metodologia che verrà presentata per operare un confronto qualitativo tra le importazioni di due o più paesi.

¹⁷Una modalità di misurazione molto simile a quella che verrà descritta è stata impiegata da Capotorti (1983).

$$\Gamma PQ_i^t = \frac{PQ_i^t - PQ_M^t}{PQ_M^t} \quad \text{con} \quad PQ_j^t = \frac{\sum_g v_{gj}^t}{\sum_g q_{gj}^t} \quad j = i, M \quad (26)$$

L'indicatore è positivo se complessivamente prezzi e/o qualità dei beni esportati dal paese considerato sono superiori a quelle mondiali. Anche in questo caso l'indicatore aggregato è determinato da diversi effetti; la scomposizione che useremo è riassunta dalla seguente relazione:

$$\Gamma PQ_i^t = \Gamma P_i^t + \Gamma C_i^t + \Gamma CB_i^t \quad (27)$$

In primo luogo i singoli beni possono essere esportati a un VMU superiore rispetto a quello delle esportazioni mondiali. Ciò è rilevato dall'indicatore "differenza interna" (ΓP_i^t). Esso è una media ponderata delle differenze tra il VMU del paese e del mondo per ogni bene.

$$\Gamma P_i^t = \sum_g \frac{q_{gM}^t}{\sum_g q_{gM}^t} \frac{P_{gi}^t - P_{gM}^t}{PQ_M^t} \quad \text{con} \quad P_{gj}^t = \frac{v_{gj}^t}{q_{gj}^t} \quad j = i, M \quad (28)$$

I pesi applicati nel calcolo della media si basano sulla quota di ciascun bene nelle esportazioni mondiali del settore. Questa procedura esclude che la specializzazione specifica del paese influenzi l'indicatore di 'differenza interna'.

All'interno di un settore, infatti, un paese può essere più o meno specializzato nelle produzioni a più elevato VMU. Complessivamente questo fenomeno è colto dall'indicatore ΓC_i^t , che abbiamo definito 'differenza in composizione'. L'indicatore assume un valore positivo se nel settore le quote dei beni a più elevato VMU sono maggiori nelle esportazioni del paese i rispetto a quanto si verifichi nel complesso delle esportazioni mondiali. L'indicatore di 'differenza in composizione' viene calcolato nel seguente modo:

$$\Gamma C_i^t = \sum_g \frac{P_{gM}^t - PQ_M^t}{PQ_M^t} \left(\frac{q_{gi}^t}{\sum_g q_{gi}^t} - \frac{q_{gM}^t}{\sum_g q_{gM}^t} \right) \quad (29)$$

Vi è infine, un ultimo indicatore, denominato "differenza combinata" (ΓCB_i^t). Esso assume valore positivo qualora il paese sia specializzato proprio nelle produzioni in cui il VMU delle sue esportazioni è superiore a quello delle esportazioni mondiali.

$$\Gamma CB_i^t = \sum_g \frac{P_{gi}^t - P_{gM}^t}{PQ_M^t} \left(\frac{q_{gi}^t}{\sum_g q_{gi}^t} - \frac{q_{gM}^t}{\sum_g q_{gM}^t} \right) \quad (30)$$

A differenza dell'indice ΓC_i^t , l'effetto di 'differenza combinata' non valuta se vi sia una specializzazione nelle produzioni che nel settore appaiono in generale come qualitativamente più elevate, ma in quelle in cui il paese esporta a VMU più elevati rispetto ai concorrenti. Un valore positivo dell'indicatore, quindi, rivelerebbe un forte potere di mercato o un livello qualitativo molto elevato in quelle produzioni in cui il paese mostra una specializzazione e nel contempo esporta a VMU più alto rispetto ai concorrenti. Infatti, se VMU più elevati in alcune produzioni derivassero per lo più da fattori diversi rispetto alla qualità,

come una minor efficienza produttiva, non ci si aspetterebbe una specializzazione del paese proprio in quei beni.

Sia l'indicatore aggregato di differenza in prezzo-qualità (ΓPQ_i^t), sia gli indici in cui è stato scomposto, possono essere calcolati per diversi periodi di tempo. Si può quindi servirsi delle variazioni di tali indicatori per valutare i cambiamenti nella qualità relativa. Come in tutte le misurazioni che mettono a confronto diverse grandezze, bisogna tener conto del fatto che la variazione di questi indicatori dipende contemporaneamente dalla dinamica delle diverse variabili. In particolare, l'evoluzione delle esportazioni del paese e i cambiamenti nelle esportazioni mondiali concorrono congiuntamente alle variazioni degli indici, senza che sia possibile distinguere i due effetti. Per questo, se si vuole avere una visione più ampia dei cambiamenti qualitativi nelle esportazioni di un paese, è utile condurre sia un'analisi della variazione qualitativa 'assoluta', basata su tecniche simili a quelle viste nel paragrafo precedente, sia una misurazione della variazione nella qualità relativa.

4 Gli effetti della qualità sulla domanda di esportazioni

Le tecniche di misurazione viste sulla variazione della qualità 'assoluta' e sulla qualità relativa, ci forniscono alcune importanti informazioni sul livello qualitativo delle esportazioni e sulla sua evoluzione nel tempo. Tuttavia, esse lasciano aperti degli interrogativi ed evidenziano la necessità di indagare ulteriormente su alcune questioni per superare questi limiti conoscitivi.

Uno dei problemi che emergono sta proprio nella comprensione delle determinanti alla base delle differenze nei VMU dei singoli beni nella misurazione della qualità relativa (ΓP_i^t). Analogamente, analizzando le variazioni della qualità assoluta, le dinamiche interne a ciascuna combinazione prodotto-paese (ΔP^t) si prestano a diverse interpretazioni. La questione fondamentale è capire se, ad esempio, valori positivi dell'indice ΓP_i^t evidenzino un livello qualitativo superiore rispetto ai concorrenti e in che misura valori positivi dell'indice ΔP^t riflettano un miglioramento qualitativo. Infatti, oltre alla variazione qualitativa, altri fattori congiunturali (es. variazione dei tassi di cambio) e strutturali (es. perdita di competitività) possono incidere sui prezzi delle esportazioni. Inoltre, se consideriamo i VMU e non i prezzi delle singole imprese esportatrici, è possibile che l'uscita dal mercato di alcuni produttori di bassa qualità generi un incremento dei VMU. In questo caso, anche se aumentasse il livello qualitativo medio delle esportazioni, saremmo di fronte a un fenomeno diverso rispetto all'*upgrading qualitativo*, inteso come strategia perseguita dai produttori di un certo settore.

Abbiamo visto nella sezione precedente come l'indicatore di 'differenza combinata' (ΓCB_i^t), possa fornirci alcune indicazioni sul fatto che VMU più elevati nei singoli beni siano effettivamente correlati a un maggior livello qualitativo. Un discorso analogo può essere fatto per l'indicatore di 'effetto combinato' (ΔCB^t) rispetto al miglioramento qualitativo. Tuttavia, in entrambi i casi si tratta soltanto di indicazioni parziali, evidenziabili soltanto da differenze nella specializzazione tra i paesi o da variazioni nella composizione delle esportazioni. Immaginiamo, ad esempio, che la composizione merceologica dell'*export* del paese considerato sia molto simile a quella dei *competitor*; come si può interpretare,

in questo caso, la presenza di VMU più elevati rispetto ai concorrenti per i singoli prodotti? In generale, infatti, è sufficiente che vi sia una differenziazione orizzontale tra i beni, senza alcuna diversità qualitativa, per riscontrare delle differenze nei prezzi dei concorrenti (Meltiz, 2003). In questo caso, un paese meno efficiente, con costi di produzione più elevati, potrebbe essere costretto a praticare prezzi più alti.

Bisogna però sottolineare che una minore competitività inciderebbe sulle quantità esportate. Quindi, se il paese mostrasse una specializzazione o un forte posizionamento internazionale nel settore preso in esame, avremmo un'ulteriore evidenza a favore di un più elevato livello qualitativo delle sue esportazioni. Applicando questa logica anche alle singole produzioni, si può pensare di verificare se esiste una relazione tra il differenziale nei VMU dei vari beni e il grado di specializzazione assoluto negli stessi (non soltanto quindi rispetto agli altri prodotti del settore, come negli indicatori visti in precedenza)¹⁸.

Seguendo un approccio simile a questo, è possibile ottenere una misurazione indiretta della qualità, basata sulla relazione che intercorre tra differenziazione verticale e potere di mercato. Possiamo infatti pensare al potere di mercato come alla capacità di un'impresa - o di un insieme di esportatori - di praticare prezzi superiori ai concorrenti mantenendo un buon posizionamento nei mercati di sbocco. In questo caso, la qualità, intesa come attributo non osservabile dei beni, influenza direttamente il grado di preferenza dei consumatori e incide sul potere di mercato degli esportatori di gamma più elevata. Si può pensare quindi di servirsi della misurazione del potere di mercato, ovvero del livello di sostituibilità tra i prodotti di un paese e quelli dei concorrenti, come *proxy* della qualità delle esportazioni.

In generale, il potere di mercato di un'impresa non è influenzato solo dal grado di differenziazione verticale, ma anche da una serie di altri fattori legati principalmente alla struttura stessa del mercato¹⁹ e alla presenza di barriere all'ingresso²⁰. L'ipotesi che la differenziazione verticale sia l'elemento predominante del potere di mercato risulta più plausibile se si analizzano settori caratterizzati da un basso livello di concentrazione dell'offerta e da un contesto competitivo prossimo al cosiddetto libero scambio. Queste condizioni possono essere considerate verosimili per alcuni settori come quelli dei beni tradizionali²¹, soprattutto negli anni più recenti, viste le spinte verso l'integrazione internazionale dei mercati²².

Nei paragrafi successivi verranno presentate alcune metodologie di misurazione del potere di mercato delle imprese esportatrici di un paese, al fine di stimare

¹⁸Una metodologia basata su una logica analoga è stata adottata da Hallak e Schott (2005), i quali cercano di distinguere le differenze nei VMU dovute a diversi livelli qualitativi sulla base dei saldi commerciali positivi o negativi che i paesi mostrano nei vari prodotti.

¹⁹Alcuni fattori che influenzano il potere di mercato possono essere il livello di concentrazione, il livello di controllo dell'impresa sulla catena distributiva e le possibilità d'integrazione verticale.

²⁰Fattori rilevanti sono tutte le forme di protezionismo ed in particolare le barriere tariffarie e non tariffarie, gli incentivi e tutte le forme di regolamentazione che limitano la libera concorrenza

²¹Questi settori in generale sono caratterizzati da imprese di medio-piccole dimensioni, strutture dei costi fissi relativamente basse che facilitano l'ingresso di nuovi attori, ed una bassa regolamentazione

²²Si pensi ad esempio alle aree di libero scambio, all'allargamento degli accordi commerciali, alla generale riduzione di barriere tariffarie e non e all'incremento della concorrenza indotto dalla diffusione internazionale delle ICT.

indirettamente la qualità. Queste metodologie di stima presumono l'impiego di dati su alcune variabili macroeconomiche e sui di commercio internazionale disaggregati a livello merceologico e geografico. Abbiamo visto che l'utilizzo di tali dati aggregati e, nello specifico, dei valori medi unitari come *proxy* dei prezzi può generare alcuni problemi interpretativi. In particolare tali approcci non tengono in considerazione l'eterogeneità presente tra le imprese esportatrici.

Un modo per risolvere queste criticità è utilizzare microdati a livello di impresa, così come è stato fatto in alcuni contributi, all'interno questo studio sulle esportazioni italiane dei settori tradizionali²³. Disponendo di informazioni precise sulle singole imprese in termini di posizionamento di mercato, redditività, politiche di *pricing* e *turnover* degli esportatori sui diversi mercati di sbocco, sarebbe possibile valutare al meglio le ipotesi interpretative sulla dinamica qualitativa dei beni scambiati. Tuttavia, solitamente, è difficile disporre di informazioni tanto dettagliate per un campione sufficientemente ampio di imprese, soprattutto se si vogliono analizzare le dinamiche a livello settoriale. Per tali ragioni, nel presente capitolo, vengono presentate delle metodologie empiriche basate su dati aggregati, che possono comunque fornire delle evidenze utili alla comprensione di questo fenomeno.

4.1 Analisi dell'elasticità della domanda residua

Alcune metodologie per valutare il potere di mercato sono proposte dalla letteratura sul *pricing-to-market* e, in generale, dagli studi sul *markup*²⁴. La stima diretta del *markup* richiederebbe una misurazione della differenza tra prezzi e costi marginali, che può risultare molto complessa. Baker e Bresnahan (1988) hanno proposto una metodologia indiretta di stima del *markup* che permette di ovviare ai problemi di misurazione dei costi marginali. Questo approccio, infatti, sfrutta la coincidenza che si viene a creare tra il concetto di *markup* relativo rispetto ai prezzi, o indice di Lerner (1934)²⁵, e quello di elasticità della cosiddetta domanda residua²⁶. Goldberg e Knetter (1995) hanno esteso questa metodologia al fine di stimare l'intensità della competizione sui mercati internazionali. In seguito, De Nardis e Pensa (2004) hanno rielaborato questo modello per misurare il potere di mercato degli esportatori italiani, mentre Lamieri e Lanza (2006) si sono serviti di questa metodologia per valutare la variazione nel tempo del potere di mercato degli esportatori italiani nei settori tradizionali.

Il modello considera due gruppi di esportatori, appartenenti ai paesi i e c , che si rivolgono allo stesso mercato di sbocco. La funzione di prezzo all'export viene espressa (nella valuta del mercato di sbocco) in funzione della curva di domanda residua come $P^i = D^i(Q^i, P^c, Z)$. La funzione D^i rappresenta la domanda congetturata dall'impresa calcolata in funzione delle quantità Q , i prezzi dei concorrenti ed un componente Z di *demand shifter* (dinamica generale dei consumi nel mercato di sbocco, reddito del paese etc.).

²³R. Basile, S. De Nardis, A. Girardi e C. Pappalardo, Le politiche di prezzo degli esportatori italiani: un'analisi su dati di impresa; M. Bugamelli, Prezzi delle esportazioni, qualità dei prodotti e caratteristiche d'impresa: un'analisi su un campione di imprese italiane

²⁴Il *markup* è definito come differenza tra il prezzo ed i costi marginali, in una condizione teorica di concorrenza perfetta il *markup* è nullo

²⁵L'indice di Lerner misura il *markup* relativo ed è calcolato come differenza tra i prezzi ed i costi marginali, in rapporto ai prezzi

²⁶La domanda residua è quella parte della domanda di mercato che si indirizza in modo specifico solo al gruppo di esportatori del paese considerato sui mercati di sbocco.

Entrambi i gruppi di esportatori massimizzano il loro profitto definito come $\Pi^i = P^i Q^i - e^i C^i$ dove e è il tasso di cambio bilaterale da i al mercato di sbocco e C è il costo totale degli esportatori sul mercato di sbocco.

Massimizzando il profitto, e quindi ponendo $\partial \Pi^i / \partial Q^i = 0$, la condizione del primo ordine può essere scritta come:

$$P^i = e^i MC^i - Q^i \left[\frac{\partial P^i}{\partial Q^i} \left(1 + \frac{\partial D^i}{\partial P^i} \frac{\partial P^c}{\partial P^i} \right) \right] \quad (31)$$

dove $e^i MC^i$ è il costo marginale dell'esportatore i nella valuta del mercato di destinazione. L'indice di markup relativo (Lerner, 1934) è definito come $L^i = \frac{P^i - e^i MC^i}{P^i}$ ed è compreso tra 0 e 1 (assumendo costi marginali non negativi). Considerando l'equazione 31 è possibile riscrivere l'indice di Lerner come:

$$L^i = - \underbrace{\frac{Q^i}{P^i} \frac{\partial P^i}{\partial Q^i}}_{\epsilon^i} \underbrace{\left(1 + \frac{\partial D^i}{\partial P^i} \frac{\partial P^c}{\partial P^i} \right)}_{\theta^i} = -\epsilon^i \theta^i \quad (32)$$

Dove ϵ^i rappresenta l'elasticità (inversa) alla domanda di mercato che coincide con il reciproco dell'elasticità al prezzo all'export, mentre θ^i rappresenta un componente soggettivo che descrive il comportamento strategico di i ed è compreso tra 0 e 1. $\partial P^c / \partial P^i$ cattura la variazione attesa da i del prezzo del concorrente c al variare del prezzo di i , mentre $\partial D^i / \partial P^c$ descrive la reazione di i a questo comportamento.

Se $L^i = 0$ la struttura di mercato è di concorrenza perfetta, poiché i prezzi sono uguali ai costi marginali. Se $L^i = \epsilon^i$ siamo in condizione di monopolio, poiché $\theta^i = 1$, quindi $(\partial D^i / \partial P^c) (\partial P^c / \partial P^i) = 0$, condizione che si verifica quando non esistono concorrenti in grado di influenzare il comportamento strategico di i . Quando L è compreso tra 0 e 1 siamo in una condizione di concorrenza imperfetta in cui il *markup* relativo dipende sia dall'elasticità del mercato, sia dal comportamento strategico dei concorrenti.

Se consideriamo per i concorrenti c il problema di massimizzazione del profitto diventa $\Pi^c = P^c Q^c - e^c C^c$ dal quale otteniamo la condizione di primo ordine:

$$P^c = e^c MC^c - Q^c \left[\frac{\partial P^c}{\partial Q^c} \left(1 + \frac{\partial D^c}{\partial P^i} \frac{\partial P^i}{\partial P^c} \right) \right]$$

dove $e^c MC^c$ è il costo marginale per il concorrente c espresso nella valuta del mercato di destinazione che è espresso il funzione della quantità esportata Q^c e del costo degli input W^c . Per ricavare il prezzo di equilibrio come incontro tra domanda e offerta si risolve il sistema di equazioni:

$$\begin{cases} P^c = & D^c(Q^c, P^i, Z) \\ P^c = e^c MC^c(Q^c, W^c) - Q^c \left(\frac{\partial P^c}{\partial Q^c} \theta^c \right) \end{cases}$$

dove $\theta^c = 1 + \frac{\partial D^c}{\partial P^i} \frac{\partial P^i}{\partial P^c}$. Seguendo Baker e Bresnahan (1988) il prezzo di equilibrio dei concorrenti c è in funzione di $P^{c*}(Q^i, e^c W^c, Z, \theta^c)$ da cui è possibile ricavare la funzione di domanda residua inversa di i definita come $P^i = D_r^i(Q^i, e^c W^c, Z, \theta^c)$. Il componente W^c rappresenta il *cost shifter* dei concorrenti.

Calcolare in modo diretto l'indice di Lerner risulta impossibile con i dati a disposizione, quindi De Nardis e Pensa (2004) propongono un metodo indiretto: stimare l'elasticità della funzione di domanda residua inversa. L'elasticità del prezzo rispetto alle quantità può essere espressa come²⁷:

$$\eta^i = \frac{Q^i}{P^i} \frac{\partial P^i}{\partial Q^i} = \frac{Q^i}{P^i} \frac{\partial P^i}{\partial Q^i} \left(1 + \frac{\partial D^i}{\partial P^{c^*}} \frac{\partial P^{c^*}}{\partial P^i} \frac{\partial P^i}{\partial Q^i} \right) \quad (33)$$

che in forma compatta è $\eta^i = \epsilon^i \theta^{i^*}$ dove θ^{i^*} è la funzione di reazione dei concorrenti alla strategia di i .

Ponendo $\theta^{i^*} = \theta^i$, quindi assumendo che la domanda residua rivolta all'esportatore i (descritta dall'equazione 33) coincida con le ipotesi fatte ex-ante dall'esportatore stesso (equazione 31), allora $\eta^i = |\theta^i|$.

Il parametro η^i rappresenta quindi l'elasticità della domanda residua inversa degli esportatori del paese considerato e misura il loro potere di mercato nel mercato di destinazione. Un valore nullo di η indica una struttura di mercato prossima alla concorrenza perfetta ed una domanda residua perfettamente elastica, viceversa un valore prossimo a -1 indica la capacità degli esportatori di fissare i prezzi di vendita sopra i costi marginali. Questo parametro cattura l'inclinazione della curva di domanda residua inversa degli esportatori, una curva di domanda residua inversa piatta indica un comportamento *price taker* (elasticità prossima a 0), mentre una curva con inclinazione negativa indica potere di mercato.

Come osservato da De Nardis e Pensa (2004), utilizzando la coincidenza tra l'indice di Lerner e η^i non è possibile scomporre gli effetti dell'elasticità della domanda di mercato inversa (ϵ^i) dalla reazione ai concorrenti (θ^i), ma si può solo ottenere una misura sintetica del potere di mercato.

L'alternativa opposta al fatto che il paese i -esimo mostri un potere di mercato significativo, è il caso in cui gli esportatori di quel paese operino in concorrenza perfetta e siano sostanzialmente dei *price taker*. Se così fosse, gli esportatori del paese i -esimo adatterebbero il loro prezzo a quelli dei *competitor*, che in concorrenza perfetta sarebbero direttamente correlati ai fattori di costo. Per testare questa ipotesi, vengono inseriti nella funzione di domanda residua (inversa) rivolta all'esportatore i anche delle variabili *cost shifter* (W_m^c) relative ai principali concorrenti in uno specifico mercato di sbocco m . De Nardis e Pensa (2004) propongono l'utilizzo dei tassi di cambio dei principali concorrenti rispetto al mercato di sbocco oltre che indicatori dei costi di produzione. Se le stime evidenziassero una dipendenza significativa del prezzo delle esportazioni del paese i dalle variabili W_m^c e una bassa correlazione con le quantità esportate, si potrebbe presumere che gli esportatori di quel paese operino essenzialmente come dei *price taker* e non dispongano di un potere di mercato significativo.

L'applicazione di questo modello allo studio della qualità dei beni scambiati dall'Italia negli anni recenti presenta anche alcune problematiche empiriche. Innanzitutto, la rilevanza dei tassi di cambio bilaterali nelle stime rende difficile applicare questo modello per analizzare i flussi commerciali interni all'area Euro dopo l'introduzione del tasso di cambio fisso nel 1999. Inoltre questa metodologia presuppone applicazioni empiriche basate semplicemente sulle variazioni temporali dei dati. Quindi, per cogliere la del potere di mercato degli

²⁷Per approfondimento e per la derivazione completa dell'equazione di veda Baker e Bresnahan (1988); Bresnahan (1989); De Nardis e Pensa (2004).

esportatori italiani negli anni più recenti si dispone di serie storiche limitate (5-6 osservazioni), non sufficienti a stimare un modello che si serve di un ampio numero di variabili.

4.2 La qualità attraverso l'elasticità della quota di mercato al prezzo relativo

Un approccio simile a quello descritto nel paragrafo precedente, che cerca di superare alcune delle problematiche emerse, consiste nel misurare l'elasticità della quota di mercato di un paese al prezzo relativo rispetto ai concorrenti. L'idea è quella di costruire equazioni settoriali che pongano in relazione la quota in volume²⁸ di un paese con i prezzi relativi, tenendo conto degli altri fattori che influenzano il posizionamento del paese nel mercato di sbocco. Il fatto di utilizzare prezzi e quantità 'relativi' permette di considerare implicitamente tutti quegli elementi che incidono simmetricamente sulla domanda dei beni provenienti da tutti i paesi fornitori. Anche in questo caso, si considera la qualità come un fattore che riduce la sostituibilità dei beni di un esportatore rispetto ai concorrenti, rendendo la dinamica delle quote in volume meno correlata al prezzo relativo.

La sezione 4.2.1 presenta una giustificazione teorica della relazione che intercorre tra l'elasticità della domanda al prezzo relativo e le variazioni qualitative. In particolare si dimostrerà che l'elasticità, in valore assoluto, risulterebbe inferiore se esistesse una differenziazione verticale tra i beni.

Le sezioni successive (4.2.2 e 4.2.3) descriveranno due diversi approcci alla stima empirica dell'elasticità della quota di mercato al prezzo relativo.

4.2.1 L'elasticità della domanda residua al prezzo per beni differenziati verticalmente

La scelta di utilizzare l'elasticità della quota di mercato al prezzo relativo per stimare il livello qualitativo delle esportazioni si basa sull'assunto che i prodotti abbiano caratteristiche intrinseche differenti (Lancaster, 1979) e che diversi livelli qualitativi dei prodotti comportino diverse reazioni da parte dei consumatori a variazioni del prezzo. Ci sembra logico ipotizzare che, a parità di altri fattori, variazioni di prezzo legate a variazioni nella qualità dei prodotti, incidano in misura minore sulla domanda di quanto avverrebbe in assenza di mutamenti qualitativi. Per fornire una semplice dimostrazione di tale ipotesi, sulla base di un modello microfondato, ci siamo ispirati al contributo di Chiarlone (2000).

Consideriamo un'economia divisa in s settori, i cui prodotti soddisfano bisogni simili; la funzione di utilità del consumatore rappresentativo U aggrega le sotto utilità associate ad ogni singolo settore s in un livello complessivo di utilità, $U = U(u_1, u_2, \dots, u_n)$. Assumendo che la funzione U sia separabile nelle sue componenti, il consumatore dividerà il proprio reddito disponibile I in quote costanti di spesa nei diversi settori $I = I_1 + I_2 + \dots + I_n$. Assumiamo inoltre che

²⁸Per semplicità di esposizione, in questa sezione utilizzeremo il termine *quota* anche per riferirci al rapporto tra le quantità esportate da un paese e quelle dei concorrenti in un dato mercato. Nonostante tale rapporto non indichi propriamente la quota di mercato in volume, crediamo che la relazione tra le due grandezze sia così stringente da rendere concettualmente accettabile questa approssimazione terminologica.

i prodotti del settore j -esimo siano innanzitutto differenziati per paese di origine (Armington, 1969) e che le sotto-utilità (u_j) presentino preferenze additive *addi-log*, come descritto da Houthakker (1960) e Clarida (1996). Nell'economia considerata, inoltre, non vi è una produzione interna dei beni di consumo, i quali possono essere invece importati dal paese i o dal paese c . Il consumatore rappresentativo, quindi, affronta il seguente problema di massimizzazione vincolata per il generico settore j :

$$\begin{aligned} \max u_j &= \frac{X_c^{1-\alpha_1}}{1-\alpha_1} + \frac{X_i^{1-\alpha_2}}{1-\alpha_2} \\ \text{s.v.} \quad & I_j \leq P_i X_i + P_c X_c \end{aligned}$$

dove P_i e P_c sono rispettivamente il prezzo del bene proveniente dal paese i e dal paese concorrente c , mentre X è la quantità consumata dei due beni. I parametri α_1 e α_2 sono entrambi positivi ed indicano la preferenza per i diversi beni, distinti in base alla loro provenienza.

Possiamo introdurre una differenziazione qualitativa tra i beni seguendo la specificazione di Lancaster (1979) e considerando quindi un'ulteriore variabile (Q), che esprima le caratteristiche qualitative tangibili e intangibili dei prodotti esportati dai due paesi (Q_c e Q_i). Al crescere della variabile Q , quindi, aumenterà il contenuto qualitativo del prodotto.

Assumiamo inoltre che migliori caratteristiche qualitative implicino un prezzo più elevato. I prezzi, quindi, sono anche funzioni delle caratteristiche qualitative del bene, secondo le relazioni $P_i = P(Q_i, G_i)$ e $P_c = P(Q_c, G_c)$, dove G rappresenta la variabile esogena che cattura tutte le variazioni di prezzo dovute a fattori diversi dalla qualità. Si può pensare che la variabile G possa essere influenzata da fattori come i costi e la produttività del paese in quel settore, dalle variazioni del tasso di cambio o da particolari strategie di prezzo attuate dagli esportatori indipendentemente dai mutamenti qualitativi nei prodotti. La funzione P , quindi, dipende positivamente dalla qualità dei beni $\frac{\partial P}{\partial Q} > 0$ e dalle altre componenti che assumiamo esogene $\frac{\partial P}{\partial G} > 0$.

Sulla base di quanto abbiamo visto, è intuitivo ipotizzare che l'aumento del livello qualitativo produca un duplice effetto sulla domanda. Da un lato un bene di qualità più elevata comporta un prezzo maggiore, che incide negativamente sulla quantità domandata; dall'altro il miglioramento qualitativo fa aumentare l'utilità marginale del consumatore, incrementando la quantità richiesta di quel bene. E' possibile derivare formalmente tale ipotesi, partendo proprio dalla massimizzazione dell'utilità di un agente rappresentativo, che consideri una differenziazione qualitativa tra i beni:

$$\begin{aligned} \max u_j &= \frac{X_c^{1-\alpha_1} Q_c^\gamma}{1-\alpha_1} + \frac{X_i^{1-\alpha_2} Q_i^\gamma}{1-\alpha_2} \\ \text{s.v.} \quad & I_j \leq P_i X_i + P_c X_c \end{aligned}$$

dove il parametro di preferenza $\gamma \geq 0$ rileva la preferenza attribuita dal consumatore alla qualità. Tale parametro è specifico per ogni settore e mercato²⁹.

²⁹Hallak e Schott (2005) hanno testato empiricamente l'importanza delle differenze nelle preferenze per qualità tra diversi mercati e settori, per giustificare i flussi commerciali internazionali.

Dalla massimizzazione vincolata dell'utilità riportata in precedenza, otteniamo la domanda individuale rivolta agli esportatori del paese i :

$$X_i = X_c^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}} \left(\frac{Q_i}{Q_c} \right)^{\frac{\gamma}{\alpha_2}} \left(\frac{P_i}{P_c} \right)^{-\frac{1}{\alpha_2}} \quad (34)$$

che con una trasformazione logaritmica diventa:

$$\tilde{X}_i = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \tilde{X}_c + \frac{\gamma}{\alpha_2} \tilde{Q}_i - \frac{\gamma}{\alpha_2} \tilde{Q}_c + \frac{1}{\alpha_2} \tilde{P}_c - \frac{1}{\alpha_2} \tilde{P}_i \quad (35)$$

dove la generica variabile \tilde{Z} è pari a $\ln(Z)$.

L'impatto della qualità sulla domanda residua è colto da $h = \left(\frac{Q_i}{Q_c} \right)^{\frac{\gamma}{\alpha_2}}$. Il parametro di preferenza γ , risultata molto rilevante per determinare l'effetto della differenziazione qualitativa sulla domanda. In particolare, quando $\gamma = 0$ il consumatore non ha una preferenza per prodotti a maggior qualità; ne consegue che h sarà pari a 1 e l'effetto qualità sarà nullo. In questo caso, quindi, si configura un mercato perfettamente concorrenziale, dove la quantità domandata dipende esclusivamente dal prezzo. Negli altri casi, se il paese i esporta prodotti qualitativamente superiori a quelli dei concorrenti ($Q_i > Q_c$), la differenziazione qualitativa avrà un impatto positivo sulla domanda residua.

Possiamo ora analizzare analiticamente gli effetti sulla quantità domandata di una variazione delle caratteristiche qualitative dei prodotti del paese i . Assumendo che non esista interazione strategica tra i concorrenti sui prezzi o sulla qualità dei beni, l'elasticità della quantità domandata a una variazione di Q_i sarà data da:

$$\frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{Q}_i} = \underbrace{\frac{\gamma}{\alpha_2}}_{+} - \underbrace{\frac{1}{\alpha_2} \frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{Q}_i}}_{-} \quad (36)$$

Come ipotizzato in precedenza, poiché $\frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{Q}_i} > 0$, un aumento delle caratteristiche qualitative del prodotto ha un duplice impatto, di segno opposto, sulla domanda. L'effetto complessivo sulla variazione della quantità domandata al paese i non è univoco, ma dipende dall'importanza che il consumatore attribuisce alla qualità (γ) e dall'incidenza variazione qualitativa sul prezzo ($\frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{Q}_i}$).

Se consideriamo invece l'elasticità della quantità domandata ad uno *shock* esogeno del prezzo non dipendente dalla qualità del prodotto osserviamo che:

$$\frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{G}_i} = - \underbrace{\frac{1}{\alpha_2}}_{-} \underbrace{\frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{G}_i}}_{+} \quad (37)$$

poiché $\frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{G}_i} > 0$, ad uno *shock* positivo di \tilde{G}_i corrisponde una diminuzione della quantità domandata. Dividendo per $\partial \tilde{P}_i$ e moltiplicando per $\partial \tilde{G}_i$ si ottiene:

$$\frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{P}_i} = - \frac{1}{\alpha_2} \quad (38)$$

Questa equazione descrive l'elasticità della domanda a una variazione del prezzo, provocata esclusivamente da fattori diversi dalle caratteristiche qualitative del prodotto³⁰. L'impatto di uno *shock* del prezzo non dipendenti dalla qualità è uguale all'elasticità al prezzo che otteniamo nel caso di beni non differenziati verticalmente (Chiarlone, 2000)³¹.

Considerando che il prezzo \tilde{P}_i è funzione di \tilde{Q}_i e di \tilde{G}_i , e assumendo come costanti prezzi e qualità dei beni concorrenti, la domanda \tilde{X}_i dipende in ultima analisi da \tilde{Q}_i e da \tilde{G}_i . Quindi è possibile esprimere il differenziale totale della funzione \tilde{X}_i nella seguente forma:

$$\begin{aligned} d\tilde{X}_i &= \frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{Q}_i} d\tilde{Q}_i + \frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{G}_i} d\tilde{G}_i \\ &= \left(\frac{\gamma}{\alpha_2} - \frac{1}{\alpha_2} \frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{Q}_i} \right) d\tilde{Q}_i - \frac{1}{\alpha_2} \frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{G}_i} d\tilde{G}_i \\ &= \frac{\gamma}{\alpha_2} d\tilde{Q}_i - \frac{1}{\alpha_2} \underbrace{\left(\frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{Q}_i} d\tilde{Q}_i + \frac{\partial \tilde{P}_i}{\partial \tilde{G}_i} d\tilde{G}_i \right)}_{d\tilde{P}_i} \\ d\tilde{X}_i &= \frac{\gamma}{\alpha_2} d\tilde{Q}_i - \frac{1}{\alpha_2} d\tilde{P}_i \end{aligned}$$

dividendo entrambi i membri per $d\tilde{P}_i$ otteniamo

$$\frac{d\tilde{X}_i}{d\tilde{P}_i} = \frac{\gamma}{\alpha_2} \frac{d\tilde{Q}_i}{d\tilde{P}_i} - \frac{1}{\alpha_2} \quad (39)$$

Confrontando il risultati ottenuti nella (39) e nella (38), possiamo evidenziare come vari l'elasticità della domanda al prezzo nel caso che si verifichi o meno un mutamento qualitativo. Quando le variazioni di prezzo dipendono esclusivamente da elementi esogeni (G_i) allora $\frac{\partial \tilde{X}_i}{\partial \tilde{P}_i} = -\frac{1}{\alpha_2}$ (*effetto di puro prezzo*), come nel caso di beni non differenziati qualitativamente. Se la variazione del prezzo fosse legata anche a mutamenti nelle caratteristiche qualitative dei prodotti, l'elasticità dipenderebbe da un'ulteriore componente: $\frac{\gamma}{\alpha_2} \frac{d\tilde{Q}_i}{d\tilde{P}_i}$, che potremmo definire *effetto qualità*. Questa grandezza a sua volta è influenzata dall'importanza attribuita dai consumatori alla qualità ($\gamma \geq 0$) e da una componente $\frac{d\tilde{Q}_i}{d\tilde{P}_i}$ che corrisponde all'inverso dell'elasticità del prezzo alle variazioni qualitative. Quindi se la funzione $P(Q, G)$ è sempre derivabile e monotona-crescente in Q , come abbiamo ipotizzato, la componente $\frac{d\tilde{Q}_i}{d\tilde{P}_i}$ sarà positiva e inversamente proporzionale all'incidenza delle variazioni qualitative sui prezzi. Possiamo quindi affermare che:

³⁰Il risultato della (38) è stato infatti ottenuto a partire dalla derivata parziale di \tilde{X}_i rispetto a \tilde{G}_i , assumendo che le altre variabili, tra cui \tilde{Q}_i , siano costanti.

³¹Se i beni non fossero differenziati qualitativamente l'utilità avrebbe la forma semplificata $u = \frac{\tilde{X}_c^{1-\alpha_1}}{1-\alpha_1} + \frac{\tilde{X}_i^{1-\alpha_2}}{1-\alpha_2}$. Dalla massimizzazione dell'utilità sotto vincolo di bilancio si ottiene questa forma della domanda $\tilde{X}_i = \tilde{X}_c^{\alpha_1/\alpha_2} (\tilde{P}_i/\tilde{P}_c)^{-1/\alpha_2}$. L'elasticità al prezzo nel caso di beni omogenei è quindi $\partial \tilde{X}_i / \partial \tilde{P}_i = -1/\alpha_2$.

$$\frac{\gamma}{\alpha_2} \frac{d\tilde{Q}_i}{d\tilde{P}_i} - \frac{1}{\alpha_2} > -\frac{1}{\alpha_2} \quad (40)$$

In sintesi, l'elasticità della quantità al prezzo, in un contesto di differenziazione verticale dei prodotti, si riduce (in valore assoluto) all'aumentare della qualità dei prodotti esportati.

Siamo giunti a questo risultato assumendo che prezzi, quantità e qualità dei beni concorrenti rimanessero invariati e analizzando le variazioni in termini assoluti dei fattori relativi al paese i -esimo. Tuttavia, quando cerchiamo di analizzare gli effetti di qualità e prezzi sulla domanda è interessante considerare la dinamica relativa delle variabili. Ad esempio, è utile chiedersi quali sarebbero gli effetti sulla quota di mercato di un paese, se il prezzo o la qualità dei beni esportati crescessero in misura superiore rispetto ai concorrenti. Servendosi del modello fin qui considerato e introducendo l'assunzione che $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$, è possibile riesprimere la funzione di domanda (34) interamente in termini relativi³²:

$$\frac{X_i}{X_c} = \left(\frac{Q_i}{Q_c}\right)^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left(\frac{P_i}{P_c}\right)^{-\frac{1}{\alpha}} \quad (41)$$

e in forma logaritmica:

$$\tilde{x}_{ic} = \frac{\gamma}{\alpha} \tilde{q}_{ic} - \frac{1}{\alpha} \tilde{p}_{ic} \quad (42)$$

dove la generica variabile \tilde{z}_{ab} è pari a $\ln(Z_a/Z_b)$.

Seguendo lo stesso tipo di derivazione visto in precedenza, è possibile analizzare l'elasticità del rapporto delle quantità esportate (che per semplicità chiameremo impropriamente *quota*) a variazioni di prezzi e qualità relativi. Anche in questo caso, se i mutamenti nei prezzi relativi non sono legati a variazioni della qualità relativa (Q_i/Q_c), l'elasticità sarà semplicemente pari a $-1/\alpha$. Se invece si verificano dei mutamenti nella qualità relativa, l'elasticità della quota in volume al prezzo relativo si ridurrà. In generale tale elasticità sarà pari a:

$$\frac{d\tilde{x}_{ic}}{d\tilde{p}_{ic}} = \frac{\gamma}{\alpha} \frac{d\tilde{q}_{ic}}{d\tilde{p}_{ic}} - \frac{1}{\alpha} > -\frac{1}{\alpha} \quad (43)$$

Nelle sezioni successive analizzeremo proprio alcune metodologie di stima dell'elasticità della quota di mercato al prezzo relativo, che, in virtù dei risultati mostrati in questa sezione, possono essere considerate misurazioni indirette delle variazioni qualitative.

4.2.2 Un modello generale di funzione di domanda di esportazione

Le metodologie di misurazione che considereremo in questa sezione, si inseriscono nel *framework* generale degli studi sulle funzioni di domanda di esportazione.

³²L'assunzione che $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$ in presenza di differenziazione qualitativa, ci sembra abbastanza plausibile. Infatti se α_1 fosse diverso da α_2 , ciò significherebbe che il consumatore possiede una preferenza, a priori e immutabile nel tempo, per i prodotti di un paese, indipendentemente dalle caratteristiche tangibili e intangibili dei prodotti (Q). La stessa reputazione, di cui un paese può godere nelle produzioni di un certo settore, è mutabile nel tempo e gli standard qualitativi devono essere mantenuti affinché questo vantaggio non si eroda nel lungo periodo

Tali analisi cercano di individuare le variabili determinanti che spiegano il posizionamento dell'*export* di un paese in un certo settore-mercato e la sua evoluzione nel tempo. In particolare, facciamo riferimento al modello proposto da Modiano e Onida (1983) e ripreso da Lanza e Stanca (2006), nel quale la dinamica delle quote in volume è espressa in funzione del rapporto tra l'indice dei valori medi unitari del paese e dei concorrenti, di una componente ciclica della domanda interna e di un trend temporale. In termini generali la relazione funzionale per ciascun settore considerato può essere così definita:

$$\frac{X_{it}^s}{X_{ct}^s} = f\left(\frac{P_{it}^s}{P_{ct}^s}, K_{it}^s, T_{it}^s\right)$$

dove X_{it}^s è la quantità esportata dal paese i nel settore s al tempo t , mentre P_{it}^s rappresenta il corrispettivo prezzo, approssimato dal valore medio unitario; X_{ct}^s e P_{ct}^s sono rispettivamente le quantità ed i prezzi dei concorrenti del paese i , nel settore s ;

K_{it}^s rappresenta la componente ciclica della domanda interna del paese i , con la quale si intende cogliere gli effetti prodotti sulle esportazioni dall'evoluzione della domanda interna in condizioni di offerta non perfettamente elastica³³. Si ipotizza quindi che, se la quota di produzione destinata al mercato interno aumenta, assumendo la rigidità del mercato del lavoro e la saturazione degli impianti, si possa verificare una compressione dei volumi esportati.

La relazione generale vista in precedenza, viene specificata da Modiano e Onida (1983) attraverso la seguente forma funzionale:

$$\frac{X_{it}^s}{X_{ct}^s} = e^\pi \left(\frac{P_{it}^s}{P_{ct}^s}\right)^\beta (K_{it}^s)^\rho \delta \quad (44)$$

dove $\delta = f(T_{it}^s)$ rappresenta la specificazione del trend temporale per catturare gli effetti sistematici di lungo periodo dei fattori diversi dal prezzo. In base a quanto detto in precedenza, la relazione che descrive la funzione di domanda di esportazione è espressa nell'equazione (44) in forma ridotta, in quanto una variabile ciclica come la pressione della domanda interna (K_{it}^s) viene utilizzata per catturare contemporaneamente fattori di domanda e di offerta; come vedremo in seguito, questo costituisce un elemento di criticità del modello.

L'equazione (44) viene quindi linearizzata nel seguente modo per essere stimata empiricamente:

$$\log\left(\frac{X_{it}^s}{X_{ct}^s}\right) = \pi + \beta \log\left(\frac{P_{it}^s}{P_{ct}^s}\right) + \rho \log(K_{it}^s) + \log(\delta)$$

Ci si attende che il coefficiente β assuma valori negativi in quanto rileva l'elasticità della domanda relativa (rapporto tra le quantità) al prezzo relativo. La stima di questo parametro è l'elemento chiave nell'utilizzo di tale modello al fine di cogliere le differenziazioni o le variazioni qualitative delle esportazioni di un paese rispetto ai concorrenti. In particolare se nelle applicazioni empiriche si stimassero valori di β relativamente ridotti, ciò implicherebbe un elevato potere di mercato degli esportatori del paese i . Come detto in precedenza, l'esistenza di un legame diretto tra potere di mercato o livello di sostituibilità dei beni e qualità

³³In un contesto di rigidità dello *stock* di capitale nel breve periodo la quota di produzione destinata al mercato interno rappresenta un vincolo alla quantità offerta sui mercati esteri.

degli stessi può non essere sempre verificato. Tuttavia, tale interpretazione risulta maggiormente plausibile in settori caratterizzati da un elevato livello di concorrenza internazionale. In questo caso, inoltre, potremmo far riferimento direttamente al modello visto nella sezione precedente, come base teorica a questo tipo di misurazioni.

Valutare in termini assoluti le stime dell'elasticità al prezzo non è solitamente possibile. Queste misurazioni, infatti, sono influenzate dalle caratteristiche specifiche del prodotto analizzato, dalla presenza di beni sostituti o complementi sul mercato, oltre che dalle preferenze dei consumatori. Tutto ciò è stato precedentemente sintetizzato nel modello teorico dai parametri α e γ , che possono variare per i diversi settori o mercati.

Utilizzando questa metodologia è tuttavia possibile operare dei confronti stimando l'elasticità in diversi periodi di tempo o per diversi concorrenti. Analogamente a quanto visto nell'analisi degli indicatori, nel confronto intertemporale delle elasticità si punta a valutare soprattutto la variazione qualitativa, mentre nel confronto con i *competitor* si pone l'attenzione sul livello di differenziazione verticale di un paese rispetto ai concorrenti. Si è dimostrato che, in entrambi i casi, quanto più le variazioni nei prezzi sono correlate a variazioni qualitative, tanto più ridotta sarà l'elasticità della quota al prezzo relativo. Va notato che, quando si cerca di stimare tale elasticità attraverso uno stimatore di β , non otterremo stime consistenti del parametro $-1/\alpha$ del modello teorico, in quanto non possiamo inserire tra le covariante una misura della qualità dei beni. Tuttavia sappiamo che la *distorsione* (sottostima) è direttamente correlata al livello di differenziazione qualitativa e alle sue variazioni ($\frac{\gamma}{\alpha} \frac{dq_{ie}}{dp_{ie}} - \frac{1}{\alpha}$). Questo è proprio il risultato su cui ci si basiamo per utilizzare queste stime come misura indiretta della qualità.

4.2.3 Una proposta per stimare il potere di mercato

Abbiamo visto che poter stimare l'elasticità della quota di mercato di un esportatore al prezzo relativo, operando anche dei confronti intertemporali o tra i concorrenti, può fornire delle evidenze utili anche per valutare la qualità delle esportazioni. L'implementazione di tali misurazioni presenta, tuttavia, alcune problematiche.

Un limite all'applicazione empirica del modello di Modiano e Onida (1983), presentato nel paragrafo precedente, consiste nel fatto che essi esprimono la funzione di domanda di esportazione servendosi di una forma ridotta. In particolare, l'inserimento di variabili che cercano di cogliere contemporaneamente fattori di domanda e di offerta (K_{it}^s), possono generare ambiguità nell'interpretazione dei coefficienti stimati. Inoltre questo tipo di approccio risulterebbe maggiormente efficace qualora l'offerta di esportazioni fosse in qualche modo residuale rispetto al soddisfacimento della domanda interna. Per quanto riguarda le esportazioni italiane, alcuni recenti studi Lanza e Stanca (2006) ci inducono a credere che tale condizione risulti sempre meno rilevante per spiegare la dinamica dell'*export* negli anni più recenti.

La criticità che abbiamo appena evidenziato, ci rimanda a un problema basilare in questo genere di misurazioni, ovvero la simultaneità tra domanda e offerta. Infatti, le stime di elasticità al prezzo della domanda di esportazioni sarà influenzata dall'elasticità al prezzo della curva di offerta che nel precedente modello non viene esplicitata. Ne consegue che l'utilizzo, ad esempio, dello

stimatore dei minimi quadrati ordinari (OLS) del parametro β risulterà distorto ed inconsistente poiché esiste correlazione tra l'errore e la variabile endogena P_{it}^s/P_{ct}^s .

Un metodo per superare queste difficoltà è utilizzare sistemi di equazioni simultanee oppure stimare direttamente funzioni strutturali di domanda servendosi di variabili strumentali per depurare gli effetti dell'offerta. Seguendo questa seconda soluzione, si è pensato di specificare funzioni di domanda di esportazione, prendendo come riferimento la struttura teorica descritta nella sezione 4.2.1, adeguatamente integrata per rendere il modello più aderente alla realtà. Abbiamo quindi definito una forma funzionale generica che metta in relazione le quote di mercato in quantità, per un certo prodotto e mercato, al prezzo relativo dell'esportatore, tenendo conto degli altri fattori strutturali e congiunturali che incidono sulla domanda. In generale possiamo esprimere tale relazione nel modo seguente:

$$\frac{X_{it}^{mg}}{X_{ct}^{mg}} = f\left(\frac{P_{it}^{mg}}{P_{ct}^{mg}}, \Psi_{it}^{mg}, \Theta_{it}\right)$$

dove X_{it}^{mg}/X_{ct}^{mg} è il rapporto tra le esportazioni in quantità del paese i e quelle dei concorrenti nel mercato m e nel bene g , mentre P_{it}^{mg}/P_{ct}^{mg} è il rapporto tra i rispettivi valori medi unitari.

Ψ_{it}^{mg} comprende tutti i fattori strutturali che incidono sul posizionamento di un paese in uno specifico prodotto e mercato. Rifacendoci ad esempio ai modelli gravitazionali, tra questi elementi strutturali includeremmo variabili come la distanza euclidea tra i paesi, il rapporto dimensionale tra le economie o il livello specializzazione relativa dei paesi nelle specifiche produzioni.

Θ_{it} coglie invece gli effetti congiunturali che incidono uniformemente sulla domanda residua per i beni di un paese su tutti i mercati di sbocco e i prodotti del settore.

Utilizzando una specificazione funzionale logaritmica, possiamo esprimere la domanda relativa di esportazione da un paese in una certa produzione (g) e un determinato mercato di sbocco (m) nel modo seguente:

$$\log\left(\frac{X_{it}^{mg}}{X_{ct}^{mg}}\right) = \pi + \beta \log\left(\frac{P_{it}^{mg}}{P_{ct}^{mg}}\right) + \log(\Psi_{it}^{mg}) + \delta \log(\Theta_t) + \varepsilon_t^{mg} \quad (45)$$

L'impiego di questo modello per cercare di valutare la qualità delle esportazioni segue esattamente i risultati ottenuti nell'analisi teorica, ripresi analizzando le possibili applicazioni empiriche del modello di Modiano e Onida (1983) (paragrafo 4.2.2). Anche in questo caso, quindi, si pone l'attenzione sulle stime dell'elasticità della quota di mercato in volume al prezzo relativo (β), al fine di operare dei confronti intertemporali o tra i concorrenti.

In particolare, per misurare le variazioni qualitative nel tempo servendosi di questa via indiretta, è necessario raffrontare stime dell'elasticità calcolate per diversi periodi. Seguendo questa procedura, in alcune applicazioni empiriche può essere utile ottenere stime relative ad intervalli temporali brevi, per i quali la serie storica disponibile è composta solo da poche osservazioni. Questo è il caso, ad esempio, delle analisi empiriche riportate nell'appendice A, nelle quali si intende testare l'ipotesi di un *upgrading* qualitativo delle esportazioni italiane negli anni più recenti.

Il modello presentato nell'equazione (45) risulta particolarmente adatto a questo tipo di analisi. Infatti, introducendo degli effetti strutturali specifici per ciascuna combinazione prodotto-mercato (Ψ_{it}^{mg}), permette di considerare congiuntamente la dimensione temporale e quelle *cross-product* e *cross-market*. Si può quindi ipotizzare di ottenere per ogni settore un *database panel*, in cui ciascun "individuo", o gruppo, è rappresentato da una specifica combinazione prodotto-mercato, osservata ripetutamente nel tempo. Questo approccio consente di utilizzare contemporaneamente uno spettro più ampio di informazioni, sfruttando la variabilità tra i gruppi oltre che quella interna a ogni singola serie storica.

Inoltre, se si intende stimare l'elasticità della quota di mercato in relazione a periodi circoscritti, è possibile introdurre un'ulteriore assunzione, che semplifica notevolmente l'applicazione empirica. E' infatti ragionevole ipotizzare che, in uno spazio temporale non troppo ampio, le variabili strutturali, tipiche di ogni combinazione prodotto-mercato, si mantengano costanti nel tempo. L'equazione (45) può essere quindi riscritta come segue:

$$\log \left(\frac{X_{it}^{mg}}{X_{ct}^{mg}} \right) = \pi + \beta \log \left(\frac{P_{it}^{mg}}{P_{ct}^{mg}} \right) + \log(\Psi_i^{mg}) + \delta \log(\Theta_{it}) + \varepsilon_t^{mg} \quad (46)$$

dove Ψ_i^{mg} è considerata costante nel tempo, anche se ovviamente variabile attraverso le combinazioni prodotto-mercato di sbocco. Si può quindi tener conto di tutti i fattori strutturali (osservabili e non), che incidono sul posizionamento di un paese in una specifica produzione e mercato, semplicemente servendosi delle tecniche di stima sviluppate per i dati *panel*, nel caso di eterogeneità tra gli individui. Nello specifico, poiché è naturale credere che esista una correlazione tra queste variabili strutturali e il differenziale di prezzo ($\log(P_{it}^{mg}/P_{ct}^{mg})$), i metodi di stima più adatti sembrano essere quelli definiti con "effetti fissi" (ad esempio stimatori *within group* o *first difference*)³⁴. Nelle applicazioni empiriche è comunque possibile servirsi di test appropriati per valutare la tecnica econometrica più coerente con i dati a disposizione.

Riepilogando, la metodologia appena descritta, come le altre trattate in questa sezione, si propone di valutare gli effetti della qualità dei beni sulla domanda di esportazione da un paese. Come visto nella derivazione teorica, un miglioramento qualitativo può ridurre l'elasticità della quota in volume al differenziale di prezzo rispetto ai concorrenti. Al fine di testare quest'ipotesi viene proposto un modello di funzione di domanda "relativa" di esportazioni espressa in forma strutturale. Si ritiene, infatti, che si possa tener conto delle problematiche dovute simultaneità tra domanda e offerta attraverso l'impiego di appropriate variabili strumentali³⁵. Inoltre, allo scopo di valutare variazioni nell'elasticità

³⁴Ad esempio, ricordiamo che tra gli effetti strutturali avevamo considerato la distanza tra il paese esportatore e il mercato di sbocco. Da queste variabili dipendono ovviamente anche i costi di trasporto, che solitamente incidono sul prezzo dei beni esportati creando una correlazione tra distanze e prezzi relativi. Inoltre, anche il livello qualitativo di partenza nelle varie combinazioni prodotto-mercato può essere considerato una variabile strutturale non osservabile, correlata con i prezzi relativi e che può essere tenuta in considerazione attraverso stime con *effetti fissi*.

³⁵Nelle analisi empiriche sulle esportazioni italiane, presentate in appendice sono state utilizzate come variabili strumentali l'indice dei prezzi alla produzione dell'Italia per il settore considerato e i ritardi della stessa variabile endogena (P_{it}^{mg}/P_{ct}^{mg}).

della domanda, con riferimento a intervalli temporali relativamente brevi, si propone di servirsi di un'elevata disaggregazione nei dati di esportazione per prodotto e mercato di sbocco; considerando ogni combinazione prodotto-mercato come un "individuo" di un *dataset panel*, è possibile servirsi contemporaneamente di maggior numero di informazioni nelle stime.

5 Conclusioni

La misurazione del livello qualitativo dei beni nel commercio internazionale e la sua evoluzione nel tempo costituisce indubbiamente un obiettivo ambizioso. Nella letteratura economica sono state proposte diverse metodologie alternative per misurare la qualità dei beni scambiati, alcune delle quali vengono analizzate e comparate in modo organico in questo contributo. Abbiamo inoltre proposto alcune soluzioni alternative al fine di rispondere alle esigenze interpretative emerse durante lo studio delle esportazioni italiane nei settori tradizionali.

Nella prima parte del lavoro vengono presentati alcuni indicatori di commercio intraindustriale, che valutano la rilevanza della differenziazione verticale negli scambi internazionali. Queste tecniche di misurazione, anche se ampiamente utilizzate negli studi empirici, presentano limiti nel caratterizzare le modalità in cui si manifesta la differenziazione qualitativa. Per questo motivo, abbiamo proposto degli indicatori alternativi, ispirati alla metodologia introdotta da Aw e Roberts, che ci permettono di indagare alcuni aspetti specifici del fenomeno. In particolare sono presentate due procedure complementari: la prima prende in considerazione l'evoluzione delle esportazioni per evidenziarne i mutamenti qualitativi in termini assoluti; la seconda mette a confronto il livello qualitativo delle esportazioni di un paese rispetto ai concorrenti. Questi sistemi di misurazione sono stati entrambi applicati nelle analisi settoriali condotte sull'*export* italiano dei settori tradizionali.

Proprio l'applicazione di questi indicatori ai dati di commercio internazionale, nei diversi settori, ha evidenziato i limiti conoscitivi di tali strumenti. Questi indici, infatti, possono essere influenzati non solo da variazioni o differenziazioni qualitative, ma anche da altri fattori congiunturali e strutturali (mutamenti nella competitività, variazioni dei tassi di cambio, pure strategie di prezzo, etc.). Per cercare di superare questi vincoli interpretativi e, in generale, migliorare la comprensione del fenomeno vengono presi in esame alcuni modelli, che cercano di valutare gli effetti della qualità sulla domanda di esportazione di beni da un paese. Questi modelli, presentati nell'ultima parte del lavoro, si basano sulla relazione che intercorre tra differenziazione verticale dei prodotti, sostituibilità dei beni e potere di mercato complessivo delle imprese esportatrici. Abbiamo infatti mostrato, tramite una derivazione teorica, che una maggior qualità dell'*export* produce normalmente una minor elasticità della domanda rivolta alle esportazioni del paese. Si è quindi proposto una metodologia econometrica per stimare l'elasticità della quota di mercato in volume rispetto al differenziale di prezzo con i concorrenti. Anche questa tipologia di misurazione è stata applicata negli studi settoriali sulla qualità delle esportazioni italiane, effettuando sia confronti intertemporali, che tra i *competitor*.

In conclusione la complessità del fenomeno che stiamo trattando rende difficile individuare un'unica modalità di misurazione che possa cogliere tutti gli aspetti della differenziazione qualitativa negli scambi internazionali. Tuttavia rite-

niamo che, combinando le informazioni ottenute dall'applicazione di metodologie empiriche complementari, si può migliorare il livello di conoscenza sulla differenziazione verticale e l'evoluzione qualitativa delle esportazioni di un paese.

A Stime

In questa appendice vengono riportate in modo sintetico alcune delle stime econometriche descritte e commentate nella terza parte di questo volume, all'interno dei capitoli dedicati agli specifici settori. I settori considerati in questa appendice sono calzature, minerali non metalliferi (vetro e piastrelle), alimentare (olio e vino) ed arredamento.

Le stime sono state effettuate seguendo il modello descritto nella sezione 4.2.3 ed utilizzando le tecniche per dati *panel*. Ogni individuo è rappresentato da una combinazione prodotto-mercato con osservazioni ripetute per 11 periodi (1995-2005)³⁶. Per i prodotti si è usata un livello di disaggregazione a 6 digit nella classificazione Harmonised System (HS) e dati di fonte Eurostat *COM-TRADE* ed Istat *CONISTAT*. All'interno del settore sono state selezionate le combinazioni prodotto-mercato in modo da coprire più del 90% del totale delle esportazioni italiane in quel settore. I fattori strutturali Ψ_{it}^{mg} sono stati considerati invarianti nel tempo; se ne è quindi tenuto conto effettuando delle stime con effetti fissi.

Per il solo settore delle calzature sono state testate empiricamente due specificazioni del modello presentato: nella prima si sono esclusi i fattori congiunturali Θ_{it} , dei quali si è tenuto conto nella seconda specificazione inserendo delle *dummy* annuali. Per gli altri settori considerati le *dummy* annue non sono risultate significative e quindi si è omessa la specificazione del secondo modello.

Proprio la possibilità di sfruttare la dimensione longitudinale del database e non considerare separatamente le singole serie storiche, ci ha permesso di effettuare delle stime anche limitatamente a due sotto periodi ciascuno composto di 5 osservazioni temporali (1995-2000 e 2001-2005). Lo scopo è quello di confrontare le elasticità del rapporto delle quantità al rapporto tra i prezzi nei due quinquenni.

Al fine di confrontare i risultati ottenuti vengono proposte stime OLS, modello lineare ad effetti fissi con disturbo autoregressivo di primo ordine GLS-AR e 2SLS. L'ipotesi di correlazione tra gli effetti individuali e le altre variabili esplicative è stata confermata da test di Hausmann per il confronto tra modello a effetti fissi ed a componenti di varianza.

Le stime OLS vengono utilizzate come valore base di riferimento.

I dati presentano autocorrelazione dei residui, per questo motivo sono state eseguite ulteriori stime ad effetti fissi con disturbo autoregressivo AR(1)³⁷.

Infine, per considerare le problematiche di endogenità della variabile indipendente $\log(P_{it}^{mg}/P_{ct}^{mg})$, dovuta alla simultaneità tra domanda e offerta, sono state effettuate stime con variabili strumentali (2SLS)³⁸.

³⁶Per il settore delle calzature il periodo è 1996-2005 mentre per la ceramica 1995-2004

³⁷Lo stimatore ad effetti fissi GLS-AR procede prima stimando un OLS ad effetti fissi standard, il risultato viene quindi utilizzato per stimare il grado di autocorrelazione dei residui. Data questa stima, $\hat{\rho}$, viene eseguita la trasformazione di Cochran-Orcutt per ogni panel. Infine viene calcolata la media *within-group* ed aggiunta alla media globale di ogni variabile. I coefficienti β vengono prodotti con una stima OLS dei dati trasformati.

³⁸Per il settore del vino viene utilizzata una stima IV.

| Modello senza effetti annuali ^a | | | | | | |
|--|-------------------------|-----------|------------------------------|--------------|-----------|--------------|
| | Stima con effetti fissi | | Stima 2SLS con effetti fissi | | | |
| | 1996-2005 | 1996-2000 | 2001-2005 | 1996-2005 | 1996-2000 | 2001-2005 |
| β | -1.11*** | -1.12*** | -1.01*** | -1.46*** | -1.82*** | -1.06*** |
| | -0.1 | -0.18 | -0.13 | -0.39 | -0.16 | -0.91 |
| intercetta | -1.41 | -1.35 | -1.53 | -1.29 | -1.18 | -1.5 |
| | -0.04 | -0.05 | -0.07 | -0.05 | -0.05 | -0.07 |
| differenza delle elasticità nei due periodi | | | | | | |
| test sull'uguaglianza delle elasticità tra i due periodi | | | | | | |
| | | | | -0.11 | | -0.76 |
| | | | | F(1,1323) | 2.82 | p-value 0.09 |
| Modello con effetti annuali | | | | | | |
| | Stima con effetti fissi | | Stima 2SLS con effetti fissi | | | |
| | 1996-2005 | 1996-2000 | 2001-2005 | 1996-2005 | 1996-2000 | 2001-2005 |
| β | -1.04*** | -1.12*** | -0.95*** | -1.58*** | -1.83*** | -1.40*** |
| | -0.04 | -0.18 | -0.16 | -0.15 | -0.17 | -0.15 |
| intercetta | -1.23 | -1.22 | -1.54 | -1.31 | -1.21 | -1.41 |
| | -0.05 | -0.07 | -0.06 | -0.06 | -0.06 | -0.08 |
| test di significatività congiunta degli effetti annuali | | | | | | |
| | | | | | | |
| | | | | chi2(6) | 19.42 | p-value 0.00 |
| differenza delle elasticità nei due periodi | | | | | | |
| test sull'uguaglianza delle elasticità tra i due periodi | | | | | | |
| | | | | | | |
| | | | | -0.17 | | -0.43 |
| | | | | F(1,1315) | 3.44 | p-value 0.06 |

Tabella 1: Calzature

^aGli standard error presentati e utilizzati nel confronto dei coefficienti sono robusti all'eteroschedasticità e all'autocorrelazione interna a ciascuna combinazione prodotto-mercato. *** livello di significatività al 99%.

| | | Vetro ^a | | | | | Hausman test ^b | |
|-------------------------------|---|------------------------|------------|---------------------|------------|----------|---------------------------|--|
| | | β | Intercepta | Oss. | F | Diff. | χ^2 | |
| OLS^c | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -0.940228 (-14.34) *** | -2.347158 (-88.27) *** | 836 | F(1,759)=205.69 *** | 0.0388028 | 5.50 *** | | |
| (b) 1995-2000 | -0.861831 (-9.47) *** | -2.288043 (-72.43) *** | 456 | F(1,379)=89.61 *** | 0.0881235 | 8.39 *** | | |
| (c) 2001-2005 | -0.953641 (-11.51) *** | -2.424507 (-73.85) *** | 380 | F(1,303)=132.46 *** | 0.0429786 | 2.84 * | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = -0.0918091$ F(1,303)=1.23 P-Value=0.2687 | | | | | | | |
| GLS-AR^d | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -0.968156 (-15.97) *** | -2.377042 (-99.66) *** | 760 | F(1,683)=255.00 *** | 0.5194499 | | | |
| (b) 1995-2000 | -0.971090 (-9.71) *** | -2.275662 (-69.58) *** | 380 | F(1,303)=94.21 *** | 0.35032253 | | | |
| (c) 2001-2005 | -0.991673 (-12.37) *** | -2.521512 (-79.53) *** | 304 | F(1,227)=153.02 *** | 0.30640963 | | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = -0.0205833$ F(1,227)=0.07 P-Value=0.7976 | | | | | | | |
| 2SLS^e | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.331291 (-6.98) *** | -2.316831 (-15.85) *** | 835 | F(1,834)=48.76 *** | | | | |
| (b) 1995-2000 | -1.598546 (-6.57) *** | -2.230388 (-15.86) *** | 455 | F(1,454)=43.18 *** | | | | |
| (c) 2001-2005 | -1.316993 (-5.44) *** | -2.396289 (-14.28) *** | 380 | F(1,379)=29.56 *** | | | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 0.281553$ F(1,379)=1.35 P-Value=0.2458 | | | | | | | |

Tabella 2: Vetro

^aValori assoluti della statistica t tra parentesi. Significatività: * 10%, ** 5%, *** 1%

^bTest Hausman $H_0 =$ differenza nei coefficienti Fixed Effect - Random Effect non sistematica-

^cStime Panel con Effetti Fissi

^dModello lineare con Effetti Fissi e disturbo $AR(1)$ metodo Durbin-Watson $\psi_{it} = a + x_{it}B + u_i + e_{it}$ dove $e_{it} = \rho * e_{i,t-1} + z_{it}$

^eStime 2SLS e variabile strumentale $\log(P_{it}/P_c)$ ritardata di un anno.

| Piastrelle ^a | | | | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------------|--------------|-----------|--------------|---------------------------|---------------------|-------------|-----------|
| | β | Intercetta | Oss. | F | Hausman test ^b | χ^2 | | |
| OLS ^c | | | | | | | | |
| (a) 1995-2004 | -1.256531 | (-19.30) *** | -0.783978 | (-30.51) *** | 410 | F(1,368)=372.54 *** | 0.1266133 | 38.11 *** |
| (b) 1995-2000 | -1.653994 | (-13.83) *** | -0.66284 | (-16.99) *** | 246 | F(1,204)=191.34 *** | 0.0918736 | 1.26 |
| (c) 2001-2004 | -1.057380 | (-17.26) *** | -0.8754 | (-34.96) *** | 164 | F(1,122)=298.05 *** | 0.0918848 | 20.39 *** |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 0.596614$ | | | | | | | |
| | F(1,122)=94.89 | | | | | | | |
| | P-Value=0.0000 | | | | | | | |
| GLS-AR ^d | | | | | | | | |
| | β | Intercetta | Oss. | F | ρ | | | |
| (a) 1995-2004 | -1.136200 | (-20.02) *** | -0.775052 | (-41.84) *** | 369 | F(1,327)=400.92 *** | 0.50851627 | |
| (b) 1995-2000 | -1.216661 | (-13.23) *** | -0.67898 | (-27.18) *** | 205 | F(1,163)=174.97 *** | 0.47723695 | |
| (c) 2001-2004 | -1.091419 | (-12.10) *** | -0.76411 | (-22.87) *** | 123 | F(1,81)=146.49 *** | -0.07178526 | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 0.125242$ | | | | | | | |
| | F(1,81)=1.93 | | | | | | | |
| | P-Value=0.1687 | | | | | | | |
| 2SLS ^e | | | | | | | | |
| | β | Intercetta | Oss. | F | | | | |
| (a) 1995-2004 | -1.901321 | (-11.53) *** | -0.623559 | (-6.87) *** | 409 | F(1,408)=132.94 *** | | |
| (b) 1995-2000 | -1.761593 | (-13.93) *** | -0.62907 | (-8.51) *** | 245 | F(1,244)=193.95 *** | | |
| (c) 2001-2004 | -1.694078 | (-8.39) *** | -0.71327 | (-5.32) *** | 164 | F(1,163)=70.40 *** | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 0.067515$ | | | | | | | |
| | F(1,163)=0.11 | | | | | | | |
| | P-Value=0.7385 | | | | | | | |

Tabella 3: Piastrelle

^aValori assoluti della statistica t tra parentesi. Significatività: * 10%, ** 5%, *** 1%

^bTest Hausman $H_0 =$ differenza nei coefficienti Fixed Effect - Random Effect non sistematica-

^cStime Panel con Effetti Fissi

^dModello lineare con Effetti Fissi e disturbo $AR(1)$ metodo Durbin-Watson $y_{it} = a + x_{it}B + u_i + e_{it}$ dove $e_{it} = \rho * e_{i,t-1} + z_{it}$

^eStime 2SLS e variabile strumentale $\log(P_{it}/P_c)$ ritardata di un anno.

| | | Ohio ^a | | | | | Hausman test ^b | |
|-------------------------------|-----------|--------------------------------|------------------------|------|---------------------|------------|---------------------------|--|
| | | β | Intercetta | Oss. | F | Diff. | χ^2 | |
| OLS^c | | | | | | | | |
| (a) | 1995-2005 | -2.557172 (-14.94) *** | -2.184210 (-47.69) *** | 803 | F(1,729)=223.33 *** | 0.2788911 | 54.00 *** | |
| (b) | 1995-2000 | -2.449501 (-12.03) *** | -2.1624 (-41.32) *** | 438 | F(1,364)=144.81 *** | 0.3390306 | 48.42 *** | |
| (c) | 2001-2005 | -1.199973 (-4.32) *** | -2.42652 (-37.74) *** | 365 | F(1,291)=18.63 *** | 0.7095797 | 73.15 *** | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | | $\beta_c - \beta_b = 1.249528$ | | | F(1,291)=20.20 | | | |
| | | | | | P-Value=0.0000 | | | |
| GLS-AR^d | | | | | | | | |
| | | β | Intercetta | Oss. | F | ρ | | |
| (a) | 1995-2005 | -1.957421 (-12.21) *** | -2.279787 (-58.63) *** | 730 | F(1,656)=149.08 *** | 0.45666248 | | |
| (b) | 1995-2000 | -2.128798 (-11.16) *** | -2.20231 (-45.27) *** | 365 | F(1,291)=124.49 *** | 0.26447511 | | |
| (c) | 2001-2005 | -1.155141 (-3.73) *** | -2.47997 (-37.25) *** | 292 | F(1,218)=13.93 *** | 0.23096583 | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | | $\beta_c - \beta_b = 0.973657$ | | | F(1,218)=9.90 | | | |
| | | | | | P-Value=0.0019 | | | |
| 2SLS^e | | | | | | | | |
| | | β | Intercetta | Oss. | F | | | |
| (a) | 1995-2005 | -9.093745 (-9.74) *** | -1.202733 (-4.61) *** | 802 | F(1,801)=94.78 *** | | | |
| (b) | 1995-2000 | -8.733564 (-13.90) *** | -1.18657 (-6.94) *** | 437 | F(1,436)=193.21 *** | | | |
| (c) | 2001-2005 | -7.701446 (-6.96) *** | -1.4863 (-5.12) *** | 365 | F(1,364)=48.40 *** | | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | | $\beta_c - \beta_b = 1.032118$ | | | F(1,364)=0.87 | | | |
| | | | | | P-Value=0.3518 | | | |

Tabella 4: Ohio

^aValori assoluti della statistica t tra parentesi. Significatività: * 10%, ** 5%, *** 1%
^bTest Hausman $H_0 =$ differenza nei coefficienti Fixed Effect - Random Effect non sistematica-
^cStime Panel con Effetti Fissi
^dModello lineare con Effetti Fissi e disturbo $AR(1)$ metodo Durbin-Watson $y_{it} = a + x_{it}B + u_i + e_{it}$ dove $e_{it} = \rho * e_{i,t-1} + z_{it}$
^eStime 2SLS e variabile strumentale $\log(P_{it}/P_c)$ ritardata di un anno.

| Vino ^a | | | | | | | |
|-------------------------------|---------------------------------|--------------|-----------|--------------|---------------------------|---------------------|------------|
| | β | Intercetta | Oss. | F | Hausman test ^b | χ^2 | |
| OLS ^c | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.399407 | (-8.15) *** | -1.670044 | (-21.38) *** | 132 | F(1,119)=66.42 *** | 24.08 *** |
| (b) 1995-2000 | -1.633574 | (-7.16) *** | -1.91738 | (-18.43) *** | 72 | F(1,59)=51.25 *** | 17.59 *** |
| (c) 2001-2005 | -0.858166 | (-4.83) *** | -1.28211 | (-17.44) *** | 60 | F(1,47) *** | 7.35 *** |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 0.7754084$ | | | | | | |
| | F(1,47)=19.04 | | | | | | |
| | P-Value=0.0001 | | | | | | |
| GLS-AR ^d | | | | | | | |
| | β | Intercetta | Oss. | F | ρ | | |
| (a) 1995-2005 | -1.677141 | (-11.81) *** | -1.660771 | (-51.63) *** | 120 | F(1,107)=139.40 *** | 0.65288332 |
| (b) 1995-2000 | -2.218325 | (-11.28) *** | -2.10495 | (-34.09) *** | 60 | F(1,47)=127.15 *** | 0.38449791 |
| (c) 2001-2005 | -1.007998 | (-4.69) *** | -1.33795 | (-15.88) *** | 48 | F(1,35)=21.95 *** | 0.01154392 |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 1.210327$ | | | | | | |
| | F(1,35)=31.65 | | | | | | |
| | P-Value=0.0000 | | | | | | |
| IV ^e | | | | | | | |
| | β | Intercetta | Oss. | F | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.846218 | (-3.85) *** | 0.053035 | (1.71) * | 118 | F(1,116)=14.86 *** | |
| (b) 1995-2000 | -2.115386 | (-3.66) *** | 0.04246 | (-0.87) | 58 | F(1,56)=13.42 *** | |
| (c) 2001-2005 | -0.399858 | (-0.42) | -0.02892 | (-0.49) | 48 | F(1,46)=0.17 | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | $\beta_c - \beta_b = 1.715528$ | | | | | | |
| | F(1,46)=3.21 | | | | | | |
| | P-Value=0.0799 | | | | | | |

Tabella 5: Vino

^aValori assoluti della statistica t tra parentesi. Significatività: * 10%, ** 5%, *** 1%

^bTest Hausman $H_0 =$ differenza nei coefficienti Fixed Effect - Random Effect non sistematica-

^cStime Panel con Effetti Fissi

^dModello lineare con Effetti Fissi e disturbo AR(1) metodo Durbin-Watson $y_{it} = a + x_{it}B + u_i + e_{it}$ dove $e_{it} = \rho * e_{i,t-1} + z_{it}$

^eStime IV First Difference e variabile strumentale $\log(P_{it}/P_c)$ ritardata di due anni.

| | | Arredamento ^a | | | | | Hausman test ^b | |
|-------------------------------|---|--------------------------|------------|---------------|------|------------------------|---------------------------|-----------|
| | | β | Intercetta | Oss. | F | Diff. | χ^2 | |
| OLS^c | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.149136 | (-30.72) *** | -1.913947 | (-152.29) *** | 3872 | F(351,3519)=943.42 *** | 0.0379664 | 40.00 *** |
| (b) 1995-2000 | -1.273753 | (-26.11) *** | -2.00142 | (-147.01) *** | 2112 | F(1,1759)=681.97 *** | 0.0435622 | 21.69 *** |
| (c) 2001-2005 | -1.316901 | (-28.85) *** | -1.75131 | (-114.58) *** | 1760 | F(1,1407)=832.35 *** | 0.0515088 | 24.87 *** |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | $\beta_c - \beta_b = -0.0431480000000002$ | | | | | | | |
| | F(1,1407)=0.89 | | | | | | | |
| | P-Value=0.3447 | | | | | | | |
| GLS-AR ^d | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.186109 | (-39.66) *** | -1.808433 | (-211.45) *** | 3520 | F(1,3167)=1572.64 *** | 0.67646998 | |
| (b) 1995-2000 | -1.164888 | (-25.17) *** | -1.93737 | (-154.88) *** | 1760 | F(1,1407)=63360 *** | 0.49015127 | |
| (c) 2001-2005 | -1.257005 | (-24.75) *** | -1.74623 | (122.96) *** | 1408 | F(1,1055)=612.68 *** | 0.35706409 | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | $\beta_c - \beta_b = -0.092117$ | | | | | | | |
| | F(1,1055)=3.29 | | | | | | | |
| | P-Value=0.0700 | | | | | | | |
| 2SLS ^e | | | | | | | | |
| (a) 1995-2005 | -1.673742 | (-13.88) *** | -1.824161 | (-2079) *** | 3871 | F(1,3870)=192.58 *** | | |
| (b) 1995-2000 | -2.500418 | (-24.48) *** | -1.86997 | (-46.18) *** | 2111 | F(1,2110)=599.21 *** | | |
| (c) 2001-2005 | -1.831506 | (-11.51) *** | -1.6235 | (-17.36) *** | 1760 | F(1,1759)=132.46 *** | | |
| Wald test $\beta_b = \beta_c$ | | | | | | | | |
| | $\beta_c - \beta_b = 0.668912$ | | | | | | | |
| | F(1,1759)=17.67 | | | | | | | |
| | P-Value=0.0000 | | | | | | | |

Tabella 6: Arredamento

^aValori assoluti della statistica t tra parentesi. Significatività: * 10%, ** 5%, *** 1%

^bTest Hausman $H_0 =$ differenza nei coefficienti Fixed Effect - Random Effect non sistematica-

^cStime Panel con Effetti Fissi

^dModello lineare con Effetti Fissi e disturbo $AR(1)$ metodo Durbin-Watson $y_{it} = a + x_{it}B + u_i + e_{it}$ dove $e_{it} = \rho * e_{i,t-1} + z_{it}$

^eStime 2SLS e variabile strumentale $\log(P_{it}/P_c)$ ritardata di un anno.

Riferimenti bibliografici

- Abd-El-Rahman K. (1986). Réexamen de la définition et de la mesure des échanges croisés de produits similaires entre les nations. *Revue économique*, **37**, 307–334.
- Annicchiarico B. e Quintieri B. (2002). Measurement of intra-industry trade: where do we stand? an analysis of italian trade data. Relazione tecnica, Il commercio con l'estero e la collocazione internazionale dell'economia italiana, Banca d'Italia.
- Armington P. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production. *International Monetary Fund Staff Papers*, **16**, 159–176.
- Aw B. e Roberts M. (1986). Measuring quality change in quota constrained import markets: The case of u. s. footwear. *Journal of International Economics*, **21**.
- Baker J. e Bresnahan T. (1988). Estimating the residual demand curve facing a single firm. *International Journal of Industrial Organization*.
- Behrens K., Lamorgese A., Ottaviano G. I. e Tabuchi T. (2004). *Testing the Home Market Effect in a Multi-Country World: A Theory-Based Approach*. Mimeo.
- Borin A. e Quintieri B. (2006). Prezzi più alti o qualità migliore? il caso delle esportazioni italiane di calzature. In *Rapporto ICE 2005-2006 L'Italia nell'economia internazionale*.
- Bresnahan T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. *Handbook of Industrial Organization*.
- Brühlhart M. (1994). Marginal intra-industry trade: Measurement and relevance for the pattern of industrial adjustment. *Weltwirtschaftliches Archiv*, **130**(3), 600–613.
- Brühlhart M. e Trionfetti F. (2005). *A Test of Trade Theories When Expenditure is Home Biased*. Mimeo.
- Bugamelli M. e Tedeschi R. (2005). Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane. Relazione Tecnica 563, Banca d'Italia, temi di discussione.
- Capotorti C. (1983). La qualità relativa delle esportazioni italiane. In *Rapporto sulle Esportazioni Italiane*. Credito Italiano.
- Chiarlone S. (2000). Trade of quality differentiated goods and import elasticities. *Liuc Papers*, **22**(72).
- Chiarlone S. (2001). Evidence of product differentiation and relative quality in italian trade. *Rivista italiana degli economisti*, **2**.
- Clarida R. H. (1996). Consumption, import prices, and the demand for imported consumer durables: A structural econometric investigation. *Review of Economics and Statistics*, **LXVIII**.

- Davis D. R. (1995). Intraindustry trade: A heckscher-ohlin-ricardo approach. *Journal of International Economics*, **39**, 201–226.
- Davis D. R. e Weinstein D. (2003). Market access, economic geography and comparative advantage. *Journal of International Economics*, **59**, 1–23.
- De Nardis S. e Pensa C. (2004). How intense is competition in international markets of traditional goods? the case of italian exporters. Working paper 45, ISAE.
- De Nardis S. e Traù F. (2006). *Il modello che non c'era. L'Italia e la divisione internazionale del lavoro industriale*. Rubbettino.
- Falvey R. (1981). *Commercial Policy and Intra-industry Trade*. Tulane.
- Falvey R. e Kierzkowski H. (1987). Product quality, intra-industry trade and (im) perfect competition. *Protection and Competition in International Trade*. Oxford: Basil Blackwell.
- Freudenberg M. e Müller (1992). France et allemagne: quelles spécialisation commerciales? *Economie Prospective Internationale*, **52**.
- Goldberg P. e Knetter M. M. (1995). Measuring the intensity of competition in export markets. *NBER Working Paper*, (W5226).
- Greenway D., Hine R. e Milner C. (1995). Vertical and horizontal intra-industry trade a cross industry analysis for the united kingdom. *The Economic Journal*, pp. 1508–1518.
- Grubel H. G. e Lloyd P. J. (1975). *Intra-Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*. Macmillan.
- Hallak J. C. e Schott P. K. (2005). Estimating cross-country differences in product quality. preliminary draft.
- Head K., Mayer T. e Ries J. (2002). On the pervasiveness of home market effects. *Economica*, **69**, 371–390.
- Helpman E. e Krugman P. (1985). *Market structure and foreign trade*. MIT Press Cambridge, Mass.
- Houthakker H. S. (1960). Additive preferences. *Econometrica*, **28**, 244–256.
- Iapadre L. (2003). Come definire e misurare il commercio intraindustriale: l'attualità del contributo di stefano vona. In *Il commercio con l'estero e la collocazione internazionale dell'economia italiana*. Banca d'Italia.
- Lamieri M. e Lanza A. (2006). La ripresa passa attraverso la qualità: un'analisi del potere di mercato delle imprese italiane. *Imprese e territorio, rivista di analisi economica*, **1**(1), 22–29.
- Lancaster K. (1979). *Variety, Equity and Efficiency*. Columbia University Press, New York.
- Lancaster K. (1980). Intra-industry trade under perfect monopolistic competition. *Journal of International Economics*, **10**, 151–175.

- Lanza A. e Stanca L. (2006). Segnali di riposizionamento nelle strategie degli esportatori italiani. *Imprese e territorio: rivista di analisi economica*, **1**(1), 6–21.
- Meltiz M. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, **71**(6), 1695–1726.
- Menzler-Hokkanen I. e Langhammer R. (1994). Product and country substitution in imports. *Weltwirtschaftliches Archiv*, **130**(2), 309–329.
- Modiano P. e Onida F. (1983). Un’analisi disaggregata delle funzioni di domanda di esportazioni dell’Italia e dei principali paesi industriali. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, **42**(1), 3–26.
- Petrucci A. e Quintieri B. (2001). Will Italy survive globalization. a specific factor model with vertical product differentiation In *Fragmentation New Production Patterns in the World Economy*. A cura di Arndt S., Kierzkowski H. Oxford University Press, Oxford.
- Stiglitz J. (1987). The causes and consequences of the dependence of quality on price. *Journal of Economic Literature*, **25**(1), 1–48.
- Vona S. (1991). On the measurement of intra-industry trade: some further thought. *Weltwirtschaftliches Archiv*, **127**(4), 678–700.