



**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA**

**FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE**

**CORSO DI LAUREA SPECIALISTICA**

**IN SCIENZE STATISTICHE, ECONOMICHE, FINANZIARIE E  
AZIENDALI**

**LE REVISIONI DEL PIL NEI PAESI DELL'OCSE.  
ASPETTI METODOLOGICI E ANALISI EMPIRICHE**

Relatore: Prof. Tommaso Di Fonzo

Laureanda: Elena Tosetto

N. matricola: 529391-SEA

Anno Accademico 2005/2006



# INDICE

## 1. INTRODUZIONE

1.1 Le revisioni dei dati economici	5
1.2 Rassegna della letteratura	6
1.3 Obiettivo della tesi	10
1.3.1 Alcune precisazioni	11
1.4 Sommario	13
1.5 Principali risultati ottenuti	14

## 2. QUALITA' DEI DATI ECONOMICI E REVISIONI

2.1 La qualità dei dati economici	15
2.2 I principali approcci alla qualità dei dati e l'approccio dell'OCSE	15
2.2.1 L'approccio del Fondo Monetario Internazionale	15
2.2.2 L'approccio di Eurostat	17
2.2.3 L'approccio dell'OCSE	18
2.3 Accuratezza e attendibilità	19
2.4 Cause e pattern delle revisioni	24
2.5 Presentazione delle revisioni	28
2.6 Le pratiche nazionali in termini di presentazione e analisi delle revisioni	29
2.6.1 Stati Uniti	30
2.6.2 Regno Unito	31
2.6.3 Italia	32

2.7 Recenti sviluppi sulla pratica di presentazione e analisi delle revisioni nell'OCSE	32
--	----

### **3. ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI: APPROCCIO DESCRITTIVO STANDARD**

3.1 Indicatori sintetici per lo studio delle revisioni	36
3.1.1 Statistiche descrittive generali	36
3.2 Le revisioni del PIL italiano	38
3.3 Le revisioni del PIL nei 18 Paesi dell' OCSE	41
3.4 L'analisi mediante <i>moving windows</i> e <i>growing windows</i>	44
3.4.1 L'Italia: analisi mediante <i>moving windows</i>	44
3.4.2 L'Italia: analisi mediante <i>growing windows</i>	50
3.5 Analisi complessiva in 18 Paesi dell' OCSE	56

### **4. ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI: APPROFONDIMENTI**

4.1 Correlazione e varianze	62
4.1.1 L'Italia: analisi della correlazione e della varianza	63
4.1.1.1 La correlazione tra la revisione e l'informazione passata e futura	64
4.1.1.2 La varianza di stime successive dello stesso aggregato	66
4.1.2 Analisi complessiva in 18 Paesi dell'OCSE	67
4.2 Regressione " <i>news or noise</i> "	70
4.2.1 L'Italia: analisi " <i>news or noise</i> "	72
4.2.1.1 I risultati dell'analisi " <i>news or noise</i> " nel campione ripartito in trimestri	74
4.2.1.2 Conclusioni relative al caso italiano	76
4.2.2 Analisi complessiva in 18 Paesi dell'OCSE	77
4.3 Analisi di efficienza	80

4.3.1 L'Italia: analisi di efficienza	81
4.3.1.1 Le rappresentazioni grafiche	81
4.3.1.2 La regressione base di efficienza e i risultati relativi al caso italiano	84
4.3.1.3 La regressione con <i>dummies</i> stagionali relativa all'efficienza e i risultati relativi al caso italiano	87
4.3.1.4 Conclusioni relative al caso italiano	91
4.3.2 Analisi complessiva nei 18 Paesi dell'OCSE	91
4.4. Conclusioni	95

## **5. CARATTERISTICHE DINAMICHE DELLE REVISIONI: TECNICHE DI ANALISI E PROSPETTIVE FUTURE**

5.1 Razionalità del processo di revisione: correttezza ed efficienza	99
5.2 I test non parametrici: cenni di analisi direzionale	102
5.3 Correttezza ed efficienza di vintage non stazionari	103
5.3.1 Test per valutare correttezza ed efficienza entro una struttura cointegrata	104
5.4 Possibili sviluppi dell'analisi	108

## **6. CONCLUSIONI**

### **APPENDICI**

<b>A1: REVISIONS IN QUARTERLY GDP OF OECD COUNTRIES: AN UPDATE (paper to be presented at the OECD Working Party of National Accounts, October 10-13, 2006)</b>	<b>117</b>
--	------------

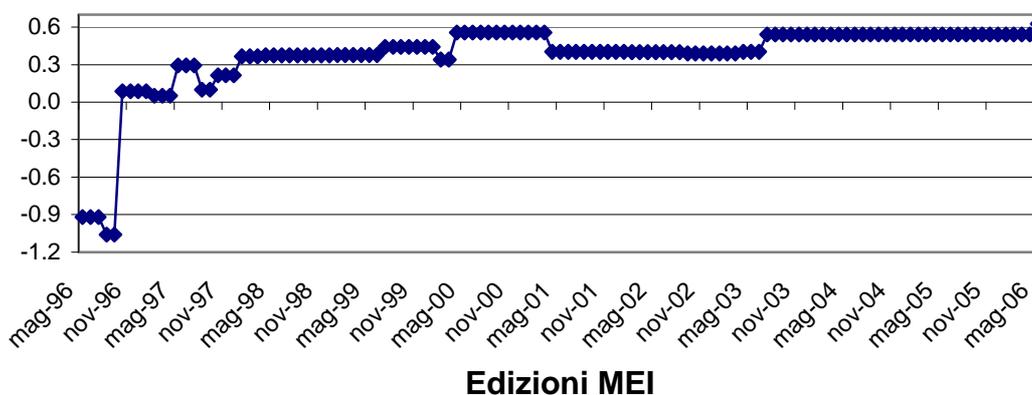
<b>A2. Tabella: Statistica F (e relativi p-value) delle regressioni dell' analisi “news or noise” e conseguenti risultati per i 18 Paesi dell'OCSE (campione complessivo: 1995.1-2005.1)</b>	<b>149</b>
<b>A3. Tabella : Statistica F (e relativi p-value) delle regressioni dell' analisi “news or noise” e conseguenti risultati per i 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4)</b>	<b>151</b>
<b>A4. Tabella : Risultati dell'analisi di efficienza (regressione base) per i 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4). Revisioni Y2-P; Y3-P e L-Y3</b>	<b>155</b>
<b>A5. Tabella : Risultati dell'analisi di efficienza (regressione con <i>dummies</i> stagionali) relativi ai 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4) Revisioni Y2-P; Y3-P e L-Y3</b>	<b>157</b>
<b>BIBLIOGRAFIA</b>	<b>161</b>

# 1. INTRODUZIONE

## 1.1 Le revisioni dei dati economici

Nel Maggio 1996 l'Istat comunicò che il tasso di crescita trimestrale del PIL italiano (destagionalizzato e a prezzi costanti) relativo al quarto trimestre del 1995 era stato pari a -0,9%, ovvero che vi era stata una flessione dell'attività economica del Paese di quasi un punto percentuale. L'informazione ha suscitato, com'è ovvio, notevole interesse, offrendo lo spunto a numerosi commenti ed interventi che hanno animato il dibattito politico-economico italiano. Successivamente, però, l'Istat ha provveduto a rivedere più volte tale stima, portandola a -1,1% in occasione del comunicato di Agosto 1996, per poi rivederla bruscamente al rialzo, fino ad assumere un valore positivo (+0,1%), a novembre 1996. E' appena ovvio notare che la revisione apportata ha cambiato completamente la prospettiva sull'andamento economico italiano alla fine del 1995.

**Figura 1.1 Stime dei tassi di crescita trimestrali del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti relative al quarto trimestre dell'anno 1995**



Va tuttavia chiarito subito che, di norma, il processo di revisione apporta correzioni di minore dimensione. Nei nove anni successivi la stima è stata corretta in parecchie altre occasioni (figura 1.1), fino a raggiungere un valore di 0,6% nel comunicato di Maggio di quest'anno.

L'analisi delle revisioni nei dati economici (in particolare per il PIL) è un tema molto sentito da policymakers e analisti economici, poiché essi hanno bisogno di accurate e tempestive informazioni sullo stato dell'economia, per prendere decisioni. L'attendibilità dei dati è quindi cruciale: come vedremo, l'analisi delle revisioni costituisce uno strumento diagnostico chiave per indagare tale aspetto e migliorare la qualità di dati.

## 1.2 Rassegna della letteratura

Le revisioni delle serie storiche economiche sono state argomento di continuo interesse dai primi studi di Zellner (1958) e Morgenstern (1963). I primi contributi, tuttavia, sono stati limitati dalla mancanza di dati adeguati, mentre in anni più recenti il libero accesso ad informazioni real time<sup>1</sup> è aumentato e con questo il numero di studi.

Volendo delineare un quadro generale degli argomenti trattati negli studi statistici sulle revisioni dei dati economici (Garratt e Vahey, 2003), si può schematicamente dire che i contributi principali trattano essenzialmente delle proprietà statistiche dei dati real time e delle loro implicazioni nelle scelte di politica economica e sulle previsioni.

Tra i paper che indagano le proprietà statistiche dei dati real time si segnalano Howrey (1978) e Harvey *et al.* (1983), che hanno il pregio di mettere in luce la complessità dei dati real time. In particolare, Howrey (1978) evidenzia come le serie storiche delle principali variabili economiche contengano informazioni misurate e rimisurate in

---

<sup>1</sup> Esempi di rilievo sono il sito web della Federal Reserve Bank di Philadelphia <http://www.phil.frb.org/econ/forecast/> negli Stati Uniti ed il sito <http://www.econ.cam.ac.uk/dae/keepitreal> e <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/gdpdatabase> nel Regno Unito, dove sono disponibili le stime via via pubblicate delle principali variabili economiche. Da Settembre 2006 anche l'OCSE offre la possibilità di accedere ai database dei dati real time pubblicati su *Main Economic Indicators* all'indirizzo [http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en\\_2825\\_495684\\_37047509\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en_2825_495684_37047509_1_1_1_1,00.html). Altri esempi sono i real time database della Reserve Bank della Nuova Zelanda e delle Banche centrali tedesca, irlandese e norvegese.

momenti diversi. Questa circostanza, se gestita in maniera appropriata, può migliorare l'accuratezza delle previsioni, ridimensionandone la varianza.

Harvey *et al.* (1983) puntano invece l'attenzione sull'intervallo temporale variabile tra vintage<sup>2</sup> (la frequenza della serie temporale di ogni vintage dato è regolare, ma il divario tra vintage successivi può essere irregolare).

Parecchi autori si sono occupati dell'efficienza dei processi di rimisurazione dei dati economici. Conrad e Corrado (1979) mostrano che il processo di produzione dei dati delle vendite al dettaglio in USA è inefficiente tenuto conto dell'informazione disponibile. In altre parole, il produttore dei dati non ha sfruttato al meglio tutta l'informazione disponibile, comprendendo in essa la "storia" delle stime pubblicate (e successivamente riviste) nel passato. Questa constatazione offre lo spunto per provare a costruire stime preliminari più accurate rispetto a quelle prodotte dalle agenzie.

Una lista parziale di paper che trattano questa questione per diverse grandezze economiche include: Mankiw *et al.* (1984) che esaminano le riserve monetarie negli Stati Uniti, Mankiw e Shapiro (1986) e Mork (1987), che si occupano del PIL degli USA, Milbourne e Smith (1989) sugli aggregati monetari canadesi, Patterson e Heravi (1991) per il PIL del Regno Unito, Patterson (1994, 1995) per i consumi e la produzione industriale nel Regno Unito, Faust *et al.* (2005) per il PIL nei Paesi del G7 e Swanson e van Dijk (2002) per la produzione industriale e gli indici dei prezzi negli Stati Uniti. Complessivamente le valutazioni preliminari risultano inefficienti ed in particolare le serie storiche delle revisioni sono prevedibili servendosi dell'informazione preliminare (le stime preliminari risultano essere distorte, ovvero sovra o sottostimate).

In particolare, Mankiw *et al.* (1984) si servono del modello di regressione e di statistiche descrittive per indagare le revisioni dello stock di moneta negli Stati Uniti. Nel paper si valuta se le stime preliminari siano previsioni razionali del valore finale (ipotesi *news*) oppure siano osservazioni di serie, misurate con errore (ipotesi *noise*). Successivamente Mankiw e Shapiro (1986) riprendono tale impostazione per indagare il processo di revisione del PIL statunitense, operando sulle stime pubblicate tra il 1975 e il 1982. Le conclusioni dei due paper sono differenti. Il processo di stima dello stock di

---

<sup>2</sup> Per vintage si intende l'epoca di rilascio (pubblicazione) di una serie storica che è stata in passato, e lo sarà in futuro, oggetto di altre pubblicazioni, eventualmente con alcune (o tutte) stime riviste rispetto a quanto precedentemente pubblicato.

moneta presenta margini di miglioramento, in quanto le revisioni risultano parzialmente prevedibili (l'analisi porta ad accettare l'ipotesi *noise*). Per il PIL emergono indizi di efficienza nel processo di stima, poiché le revisioni non risultano prevedibili in base alla storia passata (l'ipotesi *news* viene accettata).

L'approccio di Mankiw *et al* (1984) è stata poi ripresa ed applicata negli studi empirici, oltre che da Mankiw e Shapiro (1986) per il PIL relativo agli USA, anche da Mork (1987 e 1990) per l'analisi della prevedibilità delle revisioni del Prodotto Nazionale Lordo e dello stock di moneta, servendosi di una metodologia leggermente diversa e più generale. Lungo lo stesso filone di ricerca si è mosso Runkle (1998) nell'analisi del PIL negli USA, condotta su un periodo più ampio rispetto a Mankiw e Shapiro, i cui risultati sono stati valutati criticamente da Faust *et al* (2005), Croushore e Stark (2001), Palis *et al* (2004) e Swanson e van Dijk (2002).

La maggior parte dei contributi in quest'ambito si concentra sulle proprietà statistiche dei processi di misura per uno o due particolari variabili di un dato Paese. Eccezioni sono Swanson e van Dijk (2002) e Faust *et al.* (2000 e 2003). I primi analizzano produzione industriale e prezzi al consumo e alla produzione negli Stati Uniti, considerando l'intera storia delle revisioni per ogni variabile (non solamente prima ed ultima stima, pratica comune nella letteratura)<sup>3</sup>. Faust *et al.* (2005) documentano invece l'eterogeneità nelle stime del PIL nei Paesi del G7. Analizzando i tassi di crescita del PIL, viene evidenziato che per gli Stati Uniti le revisioni sono poco prevedibili, mentre vi sono distorsioni non trascurabili per Italia, Giappone e Regno Unito.

Globalmente, nei paper che hanno come oggetto l'analisi delle proprietà statistiche delle revisioni, queste risultano essere prevedibili. Il modello standard, solitamente implicito, delle agenzie statistiche minimizza una funzione di perdita simmetrica e che aumenta al crescere delle revisioni: si ricerca un valore iniziale il più vicino possibile al valore "vero", implicitamente assumendo che il processo di revisione sia efficiente e che ogni evidenza di prevedibilità dovrebbe essere usata dal produttore di dati per aumentare l'accuratezza delle stime preliminari.

---

<sup>3</sup> Swanson e van Dijk (2002), inoltre, studiano e trovano conferma della presenza di singoli break strutturali per un certo numero di variabili negli USA.

Più in dettaglio, alcune delle più recenti analisi condotte sul PIL possono essere sintetizzate come segue:

- Palis *et al.* (2004): questi analizzano le revisioni del PIL brasiliano, riproponendo l'impostazione di Faust *et al.* (2005) e riscontrando revisioni larghe e piuttosto prevedibili, più in linea con l'ipotesi *noise* che con quella *news*.
- Arouba (2005): egli analizza le proprietà delle revisioni delle maggiori variabili macroeconomiche degli Stati Uniti. Le stime preliminari risultano distorte, in maniera piuttosto ampia, se confrontate con le variabili originali, e prevedibili dato il set informativo iniziale. Arouba sottolinea come i previsori professionisti ignorino la prevedibilità delle revisioni.
- Di Fonzo (2005 a, b): analizza la storia delle revisioni di 18 paesi dell'OCSE, per quanto riguarda i tassi di crescita trimestrali del PIL destagionalizzato a prezzi costanti.
- George e Obuwa (2005): analizzano le revisioni del PIL nel Regno Unito, presentando anche analisi su finestre temporali quinquennali mobili.
- Liedo e Carstensen (2005): presentano un modello che descrive la regolarità del processo di revisione per dati macroeconomici in tempo reale e offrono alcuni esempi empirici relativi ai tassi di crescita trimestrale del PIL negli Stati Uniti, Germania e nell'area Euro.
- Sleeman (2006): conduce analisi sulle revisioni del PIL in Nuova Zelanda riproponendo l'impostazione di Faust *et al.* (2005) e di Di Fonzo (2005 a, b).

### 1.3 Obiettivo della tesi

In questa tesi si esamina la storia delle revisioni nei tassi di crescita trimestrali del PIL destagionalizzato a prezzi costanti per 18 Paesi dell'OCSE, basandosi sulle stime pubblicate dall'OCSE nel Main Economic Indicators (MEI) dall'edizione relativa a Maggio 1995 a quella relativa a Maggio 2006.

L'analisi è stata condotta per i Paesi nei quali la lunghezza della serie storica è sufficiente alla realizzazione di analisi statistiche sensate. Questi Paesi sono: Australia, Belgio, Canada, Corea, Danimarca, Finlandia, Francia, Germania, Italia, Giappone, Norvegia, Nuova Zelanda, Paesi Bassi, Portogallo, Regno Unito, Spagna, Stati Uniti e Svizzera. Il campione complessivo dei dati è relativo al periodo 1994.4-2005.4 per la maggior parte dei Paesi considerati (Australia, Canada, Danimarca, Finlandia, Francia, Italia, Giappone, Norvegia, Nuova Zelanda, Paesi Bassi, Regno Unito, Spagna e Svizzera). Per il Belgio il periodo è 1996.3-2006.1, per la Corea è 1996.4-2006.1, per la Germania 1995.2-2005.4, per il Portogallo 1996.1-2005.4 e per gli Stati Uniti il periodo è 1995.1-2005.4.

La scelta del vintage di partenza è stata preceduta da un'attenta analisi delle fonti per accertarsi di avere a che fare con vere "prime stime pubblicate" (si veda Di Fonzo, 2005 b). Il vintage finale è invece l'ultimo per il quale si dispone di una stima realizzata almeno tre anni dopo la stima preliminare.

Le analisi qui condotte sono state attuate nel campione complessivo, comprendente tutti i dati a disposizione, per ogni Paese, ma nella tesi vengono presentate solo per Italia. Per un confronto omogeneo, ed evitare l'effetto dovuto a numerosità differenti, l'analisi comparativa tra i 18 Paesi è stata condotta sul campione comune (1997.2-2002.4).

Rispetto a tutti gli studi precedenti relativi all'argomento, questa tesi presenta analisi condotte su un campione più ampio in senso spaziale, l'analisi è condotta su 18 Paesi, ed in senso temporale rispetto a studi condotti su pari estensione spaziale, in quanto i vintage analizzati sono in numero maggiore. La dimensione spaziale risulta essere più ampia rispetto a tutta la letteratura sull'argomento antecedente il 2005 (in particolare rispetto ai già citati Faust *et al.*, 2005, Liedo e Carstensen, 2005 e Palis *et al.*, 2004). La dimensione temporale è superiore alla letteratura che presenta medesima ampiezza spaziale (Di Fonzo, 2005 a e b), aggiungendo dati aggiornati a Maggio 2006.

Parte dei risultati qui presentati è confluita in un paper realizzato dalla scrivente durante uno stage effettuato presso l'OCSE a Parigi nel periodo giugno-luglio 2006.<sup>4</sup> Il paper rappresenta un tassello, significativo, di un'analisi più dettagliata sulla storia delle revisioni e sul contenuto informativo delle stesse, che sono l'oggetto di questa tesi di laurea. L'analisi, molto più ampia e articolata rispetto al paper, comprende, oltre alle statistiche descrittive calcolate per i 18 Paesi, analisi mediante finestre temporali mobili di ampiezza fissata a 20 trimestri e ampiezza crescente, analisi “*news or noise*” e analisi di efficienza, ovvero analisi per valutare la razionalità del processo di revisione. Tutte le rappresentazioni grafiche e le tabelle sono frutto di una personale elaborazione ad eccezione della tabella 2.1, relativa al framework sulla qualità elaborato dall'IMF. Alcune rappresentazioni e tabelle sono completamente nuove, non solo a livello dei dati, ma anche a livello della relativa organizzazione, poiché create appositamente per questa analisi.

### 1.3.1 Alcune precisazioni

Per ragioni di chiarezza si ritiene opportuno fissare subito la notazione e precisare le principali scelte metodologiche adottate.

Si indica con:

*P*: Stima preliminare dell'aggregato,

*Y1*: Stima pubblicata un anno dopo la stima preliminare e relativa al medesimo aggregato,

*Y2*: Stima pubblicata due anni dopo la stima preliminare e relativa al medesimo aggregato,

*Y3*: Stima pubblicata tre anni dopo la stima preliminare e relativa al medesimo

---

<sup>4</sup> Il paper è consultabile (aggiornamento del 25 Settembre 2006) all'indirizzo [http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en\\_2649\\_33715\\_37047509\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en_2649_33715_37047509_1_1_1_1,00.html) all'interno del sito ufficiale dell'OCSE. Il draft paper è stato preso in esame dagli Istituti Nazionali di Statistica dei 18 Paesi coinvolti nelle analisi assieme ai database, aggiornati dall'autrice, presenti e scaricabili sempre allo stesso indirizzo. Il paper sarà aggiornato con i commenti provenienti dai 18 Paesi e presentato dall'OCSE al Working Party on National Accounts del 10-13 Ottobre 2006.

aggregato,

$L$  : stima “finale” ovvero ultima stima relativa al medesimo aggregato pubblicata almeno tre anni dopo la stima preliminare.

### **Revisione**

La revisione registrata al tempo  $t$ ,  $R_t$ , viene definita come la differenza tra la stima più recente  $L_t = Later$  ed una stima precedentemente pubblicata  $E_t = Earlier$  :

$$R_t = L_t - E_t ,$$

dove  $E_t$  può essere pari a  $P_t, Y1_t, Y2_t$  o  $Y3_t$ .

La quantità  $E_t - L_t$  viene detta “errore”, che quindi ha la medesima dimensione della revisione ma è di segno opposto. La quantità  $L_t - P_t$  viene solitamente detta “revisione totale”, mentre le quantità  $Y1_t - P_t$ ,  $Y2_t - Y1_t$ ,  $Y3_t - Y2_t$  sono dette “revisioni intermedie” su un orizzonte temporale annuale. Per non appesantire la notazione, talvolta il riferimento  $t$  verrà omissso, salvo quando non sia espressamente necessario.

### **Ultima stima o stima finale**

Non vi è un uso univoco dei termini “ultima” (Latest) stima e stima “finale” (final) tra i produttori di dati economici e nella letteratura. Gli aggettivi in questione sono variamente usati per indicare l’ultima stima che si intende considerare come definitiva nell’analisi. In questa sede si è deciso di utilizzare l’espressione “ultima stima (disponibile)” per indicare l’ultima stima dell’aggregato relativa ad un preciso periodo, a sottolineare come il processo di stima, e con esso di revisione, sia un processo continuo per cui una stima non può mai essere considerata “finale”, nel senso di definitiva in senso proprio. Pertanto la presenza del termine “finale” in questa analisi sarà, di massima, dovuta a citazioni dalla letteratura.

## **Fonti dei dati e modalità operative**

Le analisi si basano sull'utilizzo dei dati relativi alle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti presenti nei real time database dell'OCSE (Di Fonzo 2005 a) e relativi ai 18 Paesi analizzati. Le analisi “*news or noise*” e le analisi di efficienza sono state condotte mediante il pacchetto statistico E-Views, mentre le analisi mediante *moving* e *growing windows* sono state realizzate utilizzando fogli elettronici. I risultati sono approssimati con arrotondamento alla terza cifra decimale. Gli standard error relativi alle stime sono stati calcolati in maniera robusta, secondo quanto proposto da Newey e West (1987). Per i test statistici condotti il livello di significatività adottato è pari a 5%.

### **1.4 Sommario**

Le revisioni si inseriscono nel contesto, molto ampio ed avvertito da tecnici e studiosi, della qualità dei dati economici (Carson, 2000; Carson e Laliberté, 2002; CCSA, 2004; Giovannini, 2006; Q2006). Dopo aver fornito una definizione di qualità dei dati, nel lavoro vengono presentati i principali approcci e l'approccio dell'OCSE a questo concetto multidimensionale.

Una dimensione della qualità dei dati è l'attendibilità degli stessi, che può essere studiata mediante l'analisi delle revisioni. Vengono rapidamente passate in rassegna le pratiche correnti a livello nazionale negli Stati Uniti, Regno Unito ed Italia. Assieme a ciò, cause, pattern e modalità di presentazione delle revisioni vengono discusse nel capitolo 2. Nel capitolo 3 vengono presentati aspetti metodologici e risultati dell'analisi empirica condotta sui tassi di crescita trimestrale del PIL a prezzi costanti destagionalizzato per 18 Paesi dell'OCSE. Un'analisi dettagliata viene presentata per il caso italiano, procedendo poi ad ampliare la visione inserendo l'Italia nel contesto più ampio dei 18 Paesi considerati, conducendo analisi e confronti critici sulla scia di quanto fatto per l'Italia. Sono state condotte analisi di tipo descrittivo, anche su finestre temporali mobili di ampiezza fissata a 20 trimestri (*moving windows*) e crescente (*growing windows*). A tale tipo di analisi ha fatto seguito un approfondimento, nel capitolo 4, secondo l'approccio “*news or noise*” e tramite analisi di efficienza, che hanno fornito risultati originali e utili ad approfondire i confronti tra i Paesi. Infine

prime riflessioni sulle opportunità e sulle potenzialità offerte dallo studio delle caratteristiche dinamiche delle revisioni, nonché su alcune prospettive future sono presentate nel capitolo 5. Nel capitolo 6 vengono tratte alcune conclusioni.

### **1.5 Principali risultati ottenuti**

Dal confronto tra i 18 Paesi emerge un quadro eterogeneo. Germania, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Spagna e Stati Uniti presentano revisioni piuttosto basse, Belgio, Danimarca e Finlandia si collocano in una situazione intermedia. Norvegia, Nuova Zelanda e Portogallo invece mostrano revisioni piuttosto larghe, mentre Giappone e Corea presentano i valori più elevati. Vi è una generale tendenza ad una diminuzione della revisione media nelle stime successive per 11 Paesi su 18: Australia, Belgio, Canada, Corea, Danimarca, Finlandia, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Svizzera e USA. Una situazione opposta si registra per la Spagna. Per i restanti Paesi la situazione sembra ambigua, salvo che per la Francia, che mostra stabilità.

Dall'analisi mediante *moving* e *growing windows* emerge una generale tendenza della revisione media a stabilizzarsi nel tempo. Canada, Nuova Zelanda, Regno Unito e Spagna presentano revisioni significative in entrambe le analisi, mentre Danimarca, Francia, Germania, Italia, Norvegia e USA presentano revisioni medie significative meno di frequente.

Dalle analisi sulla correlazione della revisione con l'informazione passata e futura e dall'analisi "*news* or *noise*" non emergono andamenti univoci tra i Paesi relativi alle stesse tipologie di revisione o all'interno dello stesso Paese, ad eccezione della Spagna, che presenta evidenza empirica a favore dell'ipotesi *news*, e del Giappone, per il quale l'evidenza empirica supporta l'ipotesi *noise*. L'analisi di efficienza supporta tali conclusioni e, condotta ad un livello di revisioni selezionato, mostra come i dati tendano a far ritenere efficiente il processo di produzione dei dati di Australia, Belgio, Canada, Corea, Germania, Italia, Norvegia, Nuova Zelanda, Spagna, Svizzera e USA, e, in misura minore, per Regno Unito e Portogallo. I restanti Paesi presentano revisioni piuttosto prevedibili e ciò vale in particolare per il Giappone e l'Olanda.

## **2. QUALITA' DEI DATI ECONOMICI E REVISIONI**

### **2.1 La qualità dei dati economici**

La qualità dei dati è un concetto multidimensionale definibile come “*fitness for use*” o “*fitness for purpose*” ovvero idoneità all’uso o allo scopo nei termini dei bisogni dell’utilizzatore (Giovannini, 2006). Può essere ulteriormente descritta dall’espressione “concludere il lavoro in tempo, entro i limiti di budget ed in modo che il risultato corrisponda a tutti i requisiti richiesti” (Lyberg, 2006).

### **2.2 I principali approcci alla qualità dei dati e l’approccio dell’OCSE**

I due approcci principali alla qualità delle statistiche economiche sono quelli proposti dal Fondo Monetario Internazionale (IMF, *International Monetary Fund*) e da Eurostat. Essi vengono rapidamente tratteggiati nelle successive sottosezioni. Si procederà, quindi, a presentare anche l’approccio dell’OCSE che ne costituisce una ragionevole mediazione.

#### **2.2.1 L’approccio del Fondo Monetario Internazionale**

A seguito delle crisi finanziarie in Messico nel 1994-95 ed in Asia e Russia, che si pensa siano state, tra l’altro, dovute, alla mancanza di dati tempestivi ed accurati, il Fondo Monetario Internazionale ha lanciato una serie di iniziative per migliorare la qualità dei dati. Ad esempio da febbraio 2004 ha reso disponibile nel *Dissemination Standards Bulletin Board* (<http://dsbb.imf.org>) un sito di riferimento sulla qualità dei dati, che fornisce definizioni e offre informazioni relative alla qualità dei dati di circa 30 Paesi.

La necessità di un linguaggio comune tra diversi Paesi ha spinto l’IMF ad elaborare un quadro di riferimento valutando, Paese per Paese, i punti di forza e di debolezza di uffici statistici, banche centrali e ministeri che correntemente producono statistiche. Secondo

questo framework, la qualità è intesa come un prisma che riguarda i sistemi statistici, i principali processi statistici e le caratteristiche osservabili degli output.

Il *Data Quality Assurance Framework* (DQAF), in altri termini il framework che assicura la qualità dei dati, è caratterizzato da 3 livelli. Al primo livello vi sono le dimensioni della qualità, individuate in 5 aspetti collegati tra loro:

1. Integrità (*integrity*): Quali caratteristiche nel processo di produzione delle statistiche consentono di garantire l'oggettività per da mantenere la fiducia degli utilizzatori?
2. Consistenza concettuale (*methodological soundness*): Collegamento con pratiche metodologiche internazionali.
3. Accuratezza e Attendibilità (*accuracy and reliability*): Dati di base e tecniche statistiche utilizzati sono adeguati a rappresentare la realtà che si desidera riprodurre.
4. Utilizzabilità (*serviceability*): Soddisfare i bisogni degli utilizzatori in termini di tempestività, frequenza, consistenza e ciclo delle revisioni.
5. Accessibilità (*accessability*): Dati e metadati efficaci e facilmente accessibili.

Ad un secondo livello vi sono 3 o 4 elementi per dimensione e al terzo livello vi sono indicatori (livello in cui si raggiunge maggior dettaglio e concretezza). La tabella 2.3.1 presenta la sezione relativa ad accuratezza e attendibilità.

Il framework cerca di sintetizzare l'approccio alla qualità del prodotto con quello alla qualità dell'istituzione, stabilisce un linguaggio internazionale sulla qualità dei dati e, infine, sviluppa una classificazione delle dimensioni e degli aspetti della qualità dei dati (Carson 2000).

Il DQAF mira ad essere esaustivo e flessibile:

- consentendo un accesso differenziato in base al livello di interesse e di esperienza dell'utilizzatore,
- essendo applicabile a differenti situazioni nazionali,
- essendo applicabile a differenti tipologie di dataset.

Il framework in oggetto rappresenta anche uno sforzo all'elaborazione e presentazione di risultati trasparenti.

### **2.2.2 L'approccio di Eurostat**

Eurostat individua 6 dimensioni della qualità:

1. Rilevanza (*relevance*): I dati sono ciò che l'utilizzatore si aspetta?
2. Accuratezza (*accuracy*): La stima è accurata?
3. Confrontabilità (*comparability*): I dati sono confrontabili tra le diverse realtà nazionali?
4. Coerenza (*coherence*): I dati sono coerenti con gli altri dati ad essi collegati?
5. Tempestività e puntualità (*timeliness e punctuality*): L'utilizzatore ha ottenuto i dati entro la data prestabilita?
6. Accessibilità e chiarezza (*accessability e clarity*): La stima è accessibile e comprensibile?

L'idea di fondo nella definizione della qualità per Eurostat è assicurare standard legati alla produzione statistica, soggetti a misure quantificabili.

### **2.2.3 L'approccio dell'OCSE**

L'OCSE muove dalla constatazione che, per le organizzazioni internazionali che producono statistiche, la qualità dipende essenzialmente da due aspetti:

- la qualità delle statistiche nazionali che ricevono;
- la qualità del processo interno di raccolta, elaborazione, analisi e diffusione di dati e metadati.

Individuando nell'approccio dell'IMF una focalizzazione su indicatori orientati al processo che forniscono misure qualitative, e nell'approccio di Eurostat una focalizzazione su indicatori orientati all'output che forniscono misure qualitative, Giovannini (2006) propone un framework della qualità che coinvolge processi, output e nuove statistiche.

Le dimensioni rilevanti, 7, riprendono le dimensioni colte dal Fondo Monetario Internazionale e da Eurostat:

1. Rilevanza: Valutazione qualitativa sul valore aggiunto dei dati.
2. Accuratezza (e attendibilità): Capacità di stimare o descrivere correttamente le quantità o le caratteristiche che si intendono misurare.
3. Credibilità: Fiducia riposta dagli utilizzatori nell'immagine dei produttori dei dati.
4. Tempestività: Lasso di tempo che intercorre tra l'epoca i cui i dati sono disponibili ed il periodo di riferimento del fenomeno che descrivono.
5. Accessibilità: Prontezza e facilità di entrare in possesso delle informazioni ricercate o dei dati.

6. Interpretabilità: Dati facili da comprendere e da usare correttamente da parte degli utilizzatori.
7. Coerenza: Connessione logica e consistenza tra i dati.

### 2.3 Accuratezza e attendibilità

Abbiamo visto dunque che una delle dimensioni dello sfaccettato concetto di qualità dei dati comprende l'accuratezza e l'attendibilità. I due vocaboli, sebbene utilizzati spesso congiuntamente, rimandano a concetti differenti. Riprendendo le definizioni date dal Fondo Monetario Internazionale (Carson e Laliberté, 2002)

- **Accuratezza:** si riferisce alla vicinanza del valore stimato al vero ed ignoto valore che si intende stimare. Valutare l'accuratezza di una stima significa valutare l'errore associato alla stima. In pratica non esiste un singolo aggregato o una misura complessiva dell'accuratezza. Questa è infatti valutata in termini di potenziali fonti d'errore e le potenziali fonti d'errore, che, ovviamente, variano da dataset a dataset.
- **Attendibilità:** si riferisce alla vicinanza della prima/precedente stima alle successive. Valutare l'attendibilità significa confrontare le stime nel tempo, il che rimanda naturalmente alle revisioni. Questa caratteristica è identificata separatamente per due motivi: i) di solito l'attenzione è focalizzata sulla prima stima (per questo è importante l'accuratezza della prima stima), ii) dati non sottoposti a revisione non sono necessariamente i più accurati.

Il framework elaborato dal Fondo Monetario Internazionale è in pratica applicabile a tutti i dataset economici e la tabella 2.1 ne rappresenta una sezione (quella relativa alle dimensioni di accuratezza e attendibilità).

In sostanza, accuratezza ed attendibilità si riferiscono alla discrepanza tra il valore stimato ed il valore "vero" (oggetto d'interesse). E' possibile individuare due componenti della discrepanza, detta anche errore totale, (Bier e Ahnert, 2001):

1. la discrepanza tra la stima finale ed il valore d'interesse. Questa quantità non è misurabile in maniera precisa, sebbene sia possibile valutare l'errore campionario di stime elaborate in sondaggi che si avvalgono di campioni probabilistici. Qualche indicazione sulla discrepanza può essere ottenuta misurando la consistenza tra statistiche collegate. E' possibile confrontare la consistenza nel tempo tra variabili collegate, tra Paesi o dati a differente frequenza;
2. la differenza tra la prima stima pubblicata e l'ultima. Si tratta di una misura di inaccuratezza osservabile, che si riferisce a dati, in linea di principio, provvisori, in quanto potenzialmente suscettibili di ulteriori correzioni.

**Tabella 2.1: Accuratezza e attendibilità: dimensioni della qualità dei dati**

<b>Dimensioni della qualità</b>	<b>Elementi</b>	<b>Indicatori</b>
<b>3. Accuratezza e attendibilità</b> <i>Dati alla fonte e tecniche statistiche sono valide e gli output statistici rappresentano sufficientemente la realtà</i>	<b>3.1 Dati alla fonte</b> - <i>I dati alla fonte disponibili forniscono una base adeguata per la costruzione di statistiche</i>	3.1.1 I dati alla fonte sono raccolti da programmi di raccolta dati esaustivi che considerano condizioni specifiche di ogni paese. 3.1.2 I dati alla fonte ragionevolmente approssimano definizioni, obiettivi, classificazioni, valutazione e tempo richiesto per la registrazione. 3.1.3 I dati alla fonte sono tempestivi.
	<b>3.2 Tecniche statistiche</b> – <i>Le tecniche statistiche utilizzate sono conformi a valide procedure statistiche</i>	3.2.1 La compilazione dei dati impiega valide tecniche statistiche. 3.2.2 Altre procedure statistiche (es. trasformazioni e aggiustamento dei dati e analisi statistiche) impiegano valide tecniche statistiche.
	<b>3.3 Valutazione e validazione dei dati alla fonte</b>	3.3.1 I dati alla fonte-inclusi censimenti, indagini campionarie e registrazioni amministrative-sono valutate di routine, es. per quanto riguarda copertura, errore campionario, errore di risposta ed errore non campionario; i risultati della valutazione sono monitorati e resi disponibili per guidare la pianificazione.
	<b>3.4 Valutazione e validazione di dati intermedi e output statistici</b> – <i>Risultati intermedi e output statistici sono regolarmente valutati e validati.</i>	3.4.1 i principali dati intermedi sono validati rispetto ad altre informazioni dove ciò è applicabile. 3.4.2 Le discrepanze statistiche nei dati intermedi sono valutate ed investigate. 3.4.3 Discrepanze statistiche e altri potenziali indicatori di problemi negli output statistici sono investigati.
	<b>3.5 Analisi delle revisioni</b> – <i>Le revisioni, come indicatore di attendibilità, sono tracciate ed estratte in base all'informazione che possono fornire</i>	3.5.1 Studi ed analisi delle revisioni sono condotti di routine e usati per fornire informazioni nei processi statistici

Altre dimensioni della qualità sono 1. Integrità, 2. Consistenza concettuale, 4. Utilizzabilità e 5. Accessibilità.

Si veda <http://www.imf.org/external/np/sta/dsbb/2001/supp.htm>. Fonte: Carson and Laliberté (2002)

Grandi dataset economici come quelli relativi alle statistiche economiche congiunturali, ai conti nazionali, agli aggregati monetari e simili, si basano su dati molteplici e complessi provenienti da diverse fonti. Questi dati tipicamente subiscono numerose revisioni di routine man mano che sempre nuovi e migliori dati sono disponibili per essere incorporati negli output statistici. Ciò influenza la valutazione della qualità dei dati. Data la complessità degli aggregati in oggetto non esiste una singola misura della qualità delle stime, ma è necessario considerare più indicatori, ricordandone i rispettivi limiti, poiché la qualità, come già detto, è multidimensionale.

Carson e Laliberté (2002) hanno individuato quattro approcci applicabili ad output statistici relativi ai conti nazionali e bilancia dei pagamenti, ma la cui validità è generale ed è quindi estendibile anche ad altre tipologie di dati economici:

1. Esame delle discrepanze statistiche,
2. Confronto con altri dati,
3. Formulazione di un giudizio,
4. Analisi delle revisioni.

In questo lavoro ci si concentra sull'ultimo punto. Si ritiene tuttavia opportuno, per completezza, fornire un rapido accenno anche ai restanti approcci

- Esame delle discrepanze statistiche. La discrepanza statistica può essere definita come la differenza tra due totali che dovrebbero essere uguali. Dimensione, segno e variabilità della discrepanza possono fornire elementi per valutare l'accuratezza.
- Confronto con altri dati. Il confronto avviene tra stime realizzate per misurare il medesimo fenomeno o fenomeni collegati, ma costruite a partire da diversi insiemi di statistiche. Questo processo, chiamato anche confronto di dati, viene applicato non solo ai dati in output, ma anche ai dati di base ed intermedi.

I confronti potrebbero essere raggruppati come segue:

- a) confronti con fonti diverse (ad esempio diverse agenzie statistiche),
- b) confronti di componenti corrispondenti appartenenti a diversi dataset macroeconomici,
- c) confronti con dati di un Paese partner (ad es. Usa e Canada per quanto riguarda i conti nazionali, Australia e Nuova Zelanda sul commercio di beni e servizi e nel flusso di capitali).

- Formulazione di un giudizio. Questa è una dimensione non inclusa nel DQAF, ma può essere vista come una sintesi di altre dimensioni. Si fonda sull'assunzione che dalla conoscenza dei dati è possibile formulare un giudizio, eventualmente rozzo e puramente soggettivo, riguardo i limiti tra i quali può ragionevolmente variare la stima. Usualmente ci si avvale di tre o quattro possibili articolazioni del giudizio.

Ad esempio in Canada nella “valutazione soggettiva della qualità” all'interno dei conti nazionali delle stime finali delle componenti del PIL a prezzi correnti vengono usate le locuzioni:

- a) Molto attendibili: Le stime si basano su fonti altamente attendibili, mentre concetti e definizioni sottolineano la vicinanza dei dati in input a ciò che ci si aspetta oppure gli aggiustamenti sono immediati,
  - b) Attendibili: Le fonti amministrative o le indagini non sono altamente attendibili o richiedono aggiustamenti complessi,
  - c) Accettabile: Osservazioni dirette ed attendibili non sono possibili. Le stime si basano su giudizi molto variabili o su indicatori collegati.
- L'analisi delle revisioni. Si tratta di un approccio teso a valutare la qualità della prima stima (o di una stima relativamente “vecchia” rispetto all'epoca di effettuazione dell'analisi) in relazione all'ultima stima disponibile. Un modo per fare ciò è calcolare ed esaminare le misure di revisione. Questi studi sono tipicamente condotti da agenzie statistiche che si avvalgono di database contenenti i diversi *vintage* delle stime. Meno usati dagli istituti di statistica, ma ampiamente

studiati in letteratura, vi sono approcci di tipo modellistico allo studio delle revisioni, tipicamente condotti da studiosi di statistica ed econometria.

## **2.4 Cause e pattern delle revisioni**

Molteplici sono le cause che inducono al calcolo delle revisioni. In particolare, per seguire la tempistica delle pubblicazioni spesso le stime preliminari si basano su informazioni incomplete o provvisorie, eventualmente servendosi di serie interpolate per ovviare alla mancanza di dati (disponibili successivamente). Tipicamente le stime successive incorporano più informazioni delle precedenti fino a quando non si dispone dell'informazione completa.

L'obiettivo principale delle revisioni è migliorare la qualità delle stime preliminari pubblicate. Le ragioni specifiche delle revisioni variano tra indicatori calcolati e tra Paesi. Non risposte e correzioni le rendono inevitabili.

In generale, le revisioni nei dati economici sono dovute a (Di Fonzo, 2005 a):

- Disponibilità di dati addizionali o maggiormente completi,
- Sostituzione di stime con valori originari,
- Cambiamenti metodologici,
- Cambiamenti nei Paesi o nelle classificazioni.

Una lista più dettagliata delle ragioni che inducono a rivedere i dati economici è stata fornita dall'*Office of Management and Budget* (1983), che segnala tra le ragioni principali:

- Scadenze a breve dovute alla pressione degli utilizzatori,
- Risposte e correzioni pervenute in ritardo dai rispondenti,
- Errori individuati dalle agenzie statistiche,

- Aggiornamento dovuto ad aggiustamento stagionale,
- Cambiamenti nella definizione delle variabili misurate,
- Benchmarking,
- Cambiamenti nella struttura del campione.

Una distinzione importante delle tipologie di revisione è sottolineata, tra gli altri, da ONS (2004), che distingue le revisioni in:

- Programmate (“*Scheduled*”):
  - I. Sono parte del naturale processo di stima. Si hanno tipicamente in presenza di aggregati complessi, quando il set informativo completo non è immediatamente disponibile ed è necessario andare incontro alle esigenze informative degli utilizzatori con tempestività. Stime che si basano su set informativi più completi sono fornite successivamente.
  - II. Sono il risultato di aggiustamenti stagionali, benchmarking e cambiamenti di base.
  - III. Sono dovute a cambiamenti metodologici, nella classificazione, amministrativi o a limiti fissati dalle autorità.
- Inaspettate (“*Unexpected*”): sono revisioni che non rientrano nel regolare pattern programmato. Possono essere causate, per esempio, da errori, cambiamenti impreveduti nella metodologia, da acquisizioni inaspettate di nuovi dati o da effetti di cambiamenti attuati per ragioni sia statistiche che non, dai sistemi amministrativi e/o gestionali che forniscono i dati (quest’ultima causa può essere assimilata a cambi metodologici).
- Sostanziali (“*Substantial*”): pianificate o meno, si tratta di revisioni che hanno impatto significativo.

Questa distinzione focalizza l'attenzione sulla "programmabilità" del susseguirsi delle stime e delle conseguenti revisioni. Eurostat, invece, propone una distinzione delle revisioni incentrata sulla "frequenza" delle stesse, distinguendo tra revisioni correnti o di routine (revisioni frequenti) e revisioni occasionali (revisioni attuate ad intervalli più lunghi, distinguibili in statistiche e concettuali).

Considerando le stime trimestrali del PIL, le revisioni sono una naturale conseguenza dei processi attuati per il calcolo dei conti nazionali. A livello Paese, infatti, le stime si basano su un'ampia batteria di fonti comprendenti anche indagini campionarie progettate e vengono calcolate entro una prefissata scadenza temporale. Bisogna dire che, qualunque sia il metodo di stima - diretto o indiretto - adottato, l'acquisizione delle informazioni di base costituisce un processo lungo, che richiede (almeno per la sua parte corrente) qualche anno per essere completo.

Per quanto riguarda il pattern delle revisioni l'ECB, *European Central Bank* (2001) ha individuato 4 categorie.

1. Revisioni irregolari o minori di serie storiche,
2. Revisioni continue dell'ultimo/i valore/i,
3. Revisioni di serie storiche ad intervalli (es. ogni anno) in intervalli temporali più lunghi,
4. Revisioni continue in intervalli temporali più lunghi.

Dove possibile, le revisioni dovrebbero essere suddivise in base al tipo di fonte della revisione. L'ONS (2004) ha suggerito come possibile classificazione:

A. L'indicatore evolve (incremento quantitativo dei dati):

- Nuovi dati sostituiscono previsioni
- Ritmi di risposta aumentati
- Revisioni dei dati alla fonte
- Aggiustamento stagionale

B. Disponibilità di dati benchmark (incremento quantitativo dei dati):

- Indagini annuali, dati sulle tasse, dati amministrativi...
- Cambiamento di base ogni 5 anni, "chain linking" annuale
- Censimenti

C. Miglioramento dei dati alla fonte (miglioramenti straordinari):

- Creazione/ Sviluppo di nuove indagini o fonti di dati amministrativi
- Miglioramento delle forme d'indagine

D. Compilazione/Bilanciamento secondo nuove metodologie (evento straordinario):

- Cambiamento a favore dell'uso di tabelle su base trimestrale

E. Conti portati in linea con obiettivi concettuali (evento straordinario):

- SNA93, ESA95
- Allocazione dei FISIM
- Criteri di valutazione del software tra gli investimenti fissi lordi.

Ciò è utile per spiegare le revisioni agli utilizzatori e permette di decidere come suddividere le revisioni totali a scopi analitici.

## 2.5 Presentazione delle revisioni

Ricordando che l'obiettivo principale è migliorare la qualità delle prime stime pubblicate, importante è informare gli utilizzatori riguardo lo stato dei dati pubblicati e la storia delle revisioni dei principali indicatori economici.

Ciò è fondamentale per comprendere passato, presente e possibili evoluzioni future. Cruciale è che i produttori di statistiche perseguano la trasparenza e mirino a rendere gli utilizzatori il più possibile consapevoli dell'intero processo, analisi delle revisioni comprese. Questo per consentire loro di utilizzare al meglio i dati e le informazioni in essi contenute (dati e metadati) e prendere decisioni corrette .

Il modo con cui le revisioni sono comunicate al pubblico è un elemento importante, collegato all'impatto delle revisioni sulla percezione della qualità dei dati da parte dell'utilizzatore. L'*Office of Management and Budget* nel *Statistical Policy Directive* numero 3 fornisce sei linee guida che riguardano l'emissione e la valutazione di dati preliminari e revisioni:

1. Le agenzie devono identificare chiaramente le cifre come preliminari o riviste.
2. Le agenzie devono solo realizzare revisioni di routine dei principali indicatori economici come parte di un regolare programma di reportistica.
3. Se la differenza tra cifre preliminari e finali riferite ad uno stesso aggregato è grande in relazione alle differenze medie nei periodi, l'agenzia deve porre in essere azioni atte a migliorare l'accuratezza delle stime preliminari o a ritardarne la realizzazione e diffusione fino all'ottenimento di una stima attendibile.
4. Se le stime preliminari mostrano segni di distorsione consistente l'agenzia deve correggere la distorsione.
5. Le revisioni condotte per ragioni di routine, come benchmarking e aggiornamento dei fattori stagionali, devono essere consolidate e realizzate simultaneamente.
6. Le revisioni condotte per ragioni diverse da quelle di routine devono essere completamente spiegate e realizzate non appena completate.

Per tradurre in pratica i principi, l'ONS (2004) ha elaborato le seguenti 9 linee guida, pensate per essere applicate nell'attività corrente di un istituto nazionale di statistica:

1. pubblicare lo stato delle revisioni;
2. pubblicare la politica delle revisioni per gli output chiave. La politica deve riflettere lo scopo dell'utilizzo e le risorse utilizzate. Deve essere stabile nel tempo e consistente quando applicata a diversi output. Deve definire diffusione, tempistica, dati passati confrontabili;
3. spiegare l'effetto delle revisioni dei primi risultati chiave;
4. tutte le nuove informazioni devono essere conformi ai principi definiti;
5. bilanciamento tra tempestività e frequenza delle revisioni;
6. rendere noti cambiamenti metodologici prima della loro applicazione e motivarne l'applicazione;
7. minimizzare, dove possibile, la probabilità di revisioni inaspettate, mantenendo una logica di trasparenza;
8. revisioni sostanziali devono essere accompagnate da spiegazioni sulla relativa natura ed estensione;
9. monitorare gli effetti di lungo termine per mirare alla qualità degli output.

## **2.6 Le pratiche nazionali in termini di presentazione e analisi delle revisioni**

L'analisi delle revisioni non è solo uno degli approcci alla valutazione dell'attendibilità delle stime, ma anche un argomento di forte interesse per gli Istituti Nazionali di Statistica, come dimostrano i numerosi studi condotti dagli stessi sulle revisioni ed i protocolli realizzati.

### 2.6.1 Stati Uniti

Negli Stati Uniti il Bureau of Economic Analysis (BEA) si distingue per una lunga tradizione di studi sulle revisioni delle stime nei conti nazionali (incluso il PIL) (Parker (1984, 1997), Young (1974, 1993, 1996), Grimm e Parker (1998), Fixel e Grimm (2002)).

Le stime correnti dei conti nazionali trimestrali sono di quattro tipi: (si noti che le ultime tre stime sono realizzate a distanza di un mese circa l'una dall'altra)

1. “Flash” o “Minus-15-day”: Stima realizzata entro i 15gg successivi al trimestre di riferimento.
2. “Advance”: Prima stima a 30gg (1 mese) dopo la fine del trimestre di riferimento
3. “Preliminary”: Seconda stima a 60gg dopo la fine del trimestre di riferimento
4. “Final”: Terza stima a 90gg dopo la fine del trimestre di riferimento.

Il termine “latest available estimates” indica le ultime stime disponibili usate per il confronto con le stime correnti; esse generalmente comprendono le ultime revisioni globali annuali del NIPA (*National Income and Product Account*), condotte prima del completamento dell'analisi.

Il BEA presenta inoltre indicatori della dispersione delle revisioni dei tassi di crescita degli aggregati destagionalizzati e valuta la capacità delle stime correnti del PIL e delle sue componenti di segnalare:

- se l'economia è in fase di espansione o recessione;
- se la crescita aumenta o diminuisce;
- se il tasso di crescita è alto o basso rispetto al trend

## 2.6.2 Regno Unito

Per quanto riguarda i conti nazionali (annuali e trimestrali), l'Ufficio Nazionale di Statistica del Regno Unito (ONS) dispone di serie di revisioni dai primi anni Novanta.

La pubblicazione della stima trimestrale del PIL avviene a diversi stadi:

1. "Month 1" (M1): Stima pubblicata circa 25gg dopo la fine del trimestre di riferimento. Si tratta di stime preliminari fondate per il 45% circa su fonti dirette e il restante 55% su proiezioni.
2. "Month 2" (M2): Stima pubblicata circa 55gg dopo la fine del trimestre di riferimento. Alle stime preliminari viene aggiunta maggiore informazione (valutazioni dirette della spesa e del reddito per quanto riguarda il PIL).
3. "Month 3" (M3): stima pubblicata circa 85gg dopo la fine del trimestre di riferimento. Viene stimato un set completo di stime e di tutte le relative componenti.
4. "Blue Books" (BB): Stime annuali del PIL sono pubblicata nel Blue Book (in genere a Giugno o Settembre).

L'ONS ha realizzato un protocollo delle revisioni; il National Statistics Code of Practice: Protocol on Revisions nel 2004, già precedentemente citato, a sottolineare l'importanza attribuita a questo argomento. Lo scopo dello stesso è delineato nell'introduzione del protocollo:

*"This protocol sets out how all those involved in the production of National Statistics will carry out their responsibilities for handling all revisions to National Statistics outputs whether scheduled or not"* (ONS, 2004)

### **2.6.3 Italia**

Accanto alla pubblicazione su carta delle stime delle principali variabili economiche viene aggiunta una piccola nota metodologica che definisce lo stato del processo di revisione.

Per alcune serie, come l'indice della produzione industriale, gli utilizzatori sono informati che una stima rivista sarà disponibile il mese successivo, quando nuovi e più completi dati saranno resi disponibili. All'inizio del 2003 c'era, accanto alla stima finale della produzione industriale, una stima aggiuntiva realizzata due settimane dopo quella preliminare (a scadenza non programmata). Come in Germania, per l'indice dei prezzi al consumo esistono due pubblicazioni: la prima con dati provvisori e la seconda con la stima finale e dati più dettagliati.

L'Istat pubblica le stime riviste dei dati in forma di serie storiche, accompagnate da note a piè pagina, che informano agli utilizzatori sullo stato delle revisioni delle stime.

## **2.7 Recenti sviluppi sulla pratica di presentazione e analisi delle revisioni nell'OCSE**

L'analisi delle revisioni è una tematica molto sentita a livello nazionale e internazionale. Istituti e organizzazioni nazionali ed internazionali, studiosi e produttori di dati hanno investito ingenti risorse per indagare e sviluppare questa tematica.

L'OCSE, organizzazione internazionale da cui derivano i dati utilizzati in questa analisi, ha dimostrato un crescente interesse e sforzo nell'analisi del processo di revisione. Il 7-8 Ottobre 2004 ha organizzato un workshop assieme all'ONS su "*Assessing and improving statistical quality. Revision analysis for national accounts*" tenutosi a Parigi. Nel 2005 ha pubblicato due paper (Di Fonzo 2005 a, b). Nel settembre 2006 ha reso ufficialmente disponibili all'indirizzo web relativo alla pubblicazione del MEI [http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en\\_2825\\_495684\\_37047509\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en_2825_495684_37047509_1_1_1_1,00.html) i database relativi a 21 variabili economiche chiave, tra cui il PIL. I database non contengono solo le stime originali delle variabili, ma offrono all'utente anche uno strumento per analizzare il processo di revisione per ogni Paese analizzato, con una "user guide" perché ogni Paese possa condurre individualmente l'analisi delle revisioni.

Sempre allo stesso indirizzo sono disponibili prime analisi delle revisioni condotte dall'OCSE stesso.



### **3. ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI: APPROCCIO DESCRITTIVO STANDARD**

Come già affermato, le analisi condotte in questo lavoro riguardano l'attendibilità delle stime, una delle dimensioni del concetto multidimensionale di qualità delle stesse.

In questo capitolo, e nel successivo, si conduce un'analisi statistica sulle revisioni dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti, concentrando l'attenzione sull'Italia e quindi sui restanti 17 Paesi di riferimento. L'obiettivo è quello di indagare la razionalità del processo di produzione delle stime del PIL nei vari Paesi, avvalendosi, grazie allo strumento offerto dall'analisi delle revisioni.

In questo capitolo l'analisi sarà condotta mediante un approccio di tipo descrittivo standard, in linea con il paper realizzato per l'OCSE, ampliandone ulteriormente il contenuto, servendosi di analisi *moving* e *growing windows*.

Nel successivo si indagheranno razionalità ed efficienza del processo di produzione dei dati, principalmente mediante l'analisi "*news or noise*" e l'analisi di efficienza.

L'uso di statistiche sintetiche, in questo capitolo, consentirà di disporre di un quadro globale per l'Italia e per gli altri 17 Paesi, in termini di distorsione delle stime preliminari (revisione media), dimensione dell'errore di stima (revisione media assoluta), sistematicità della distorsione (significatività della revisione media), variabilità.

Poiché la valutazione della significatività è sensibile all'intervallo temporale scelto, si condurranno anche analisi statistiche su finestre temporali mobili di ampiezza fissata e crescente.

Verranno riportati, in questo e nel successivo capitolo, i risultati dell'analisi dettagliata relativi all'Italia (condotta sul campione completo) e un'analisi di confronto critico tra i 18 Paesi oggetto d'analisi (condotta sul campione comune). Le conclusioni complessive dell'analisi statistica condotta verranno discusse nella parte finale del capitolo successivo.

### **3.1. Indicatori sintetici per lo studio delle revisioni**

#### **3.1.1 Statistiche descrittive generali**

Un processo di produzione dei dati “normali” dovrebbe caratterizzarsi per revisioni con:

- 1) Valore atteso pari a zero:  $E(R_t) = 0$ . Ciò implica stime preliminari non distorte;
- 2) Varianza della revisione piccola relativamente all'ultima stima, che si suppone vera:  $Var(R_t)$  piccola rispetto a  $Var(L_t)$ ;
- 3) Valore atteso della revisione, condizionato all'informazione disponibile al tempo di riferimento, pari a zero:  $E(R_t / I_t) = 0$ . Ovvero non dovrebbe essere possibile prevedere la revisione in base all'informazione disponibile al tempo della stima.

Per verificare le suddette proprietà si è fatto uso di una batteria di indici sintetici, volti a cogliere le molteplici possibili dimensioni del fenomeno revisione, con particolare attenzione ai problemi di sistematicità (verso l'alto o verso il basso) della correzione apportata dalle stime riviste.

In particolare, gli indici presi in considerazione sono :

- Revisione media, revisione media assoluta, standard error della revisione (calcolati con tecniche robuste, ipotizzando eteroschedasticità e autocorrelazione di forma ignota tra le revisioni), media dei quadrati delle revisioni (e relativa scomposizione), test tipo t per verificare la significatività della revisione media,

correlazione tra le stime coinvolte nella revisione, revisione minima e massima, range, percentuale di casi in cui l'ultima stima considerata è superiore a quella precedentemente ottenuta ( % Later > Earlier), percentuale di casi in cui queste due hanno ugual segno ( % Sign(Later) = Sign(Earlier)) e varianza di entrambe. Queste statistiche descrittive sono utili per verificare la prima proprietà. (Per le definizioni delle statistiche utilizzate si veda il paper in appendice)<sup>5</sup>.

- Rapporto tra la deviazione standard della revisione e quella dell'ultima stima considerata, utile per verificare la seconda proprietà;
- Per verificare la terza proprietà è necessario applicare la regressione *news or noise* e il test di efficienza.

E' possibile tuttavia dare uno sguardo informale alla situazione analizzando il susseguirsi delle varianze delle stime successive, la correlazione tra revisioni e relative stime e mediante l'analisi grafica. Tutto ciò sarà oggetto dei paragrafi successivi (si vedano 3.2, 3.3, 3.4 e 3.5).

Un ulteriore strumento di analisi, particolarmente utile per verificare la prima proprietà, è l'analisi mediante *moving* e *growing windows*. Finestre temporali di ampiezza fissata (*moving windows*) o crescente (*growing windows*) nelle quali vengono calcolate statistiche relativamente ad ogni finestra, affrontando il problema della sensibilità dell'analisi delle revisioni, legato alla scelta del periodo temporale. (Si veda 3.4 e 3.5).

Prima di approfondire l'analisi, conviene partire dalla realtà italiana.

---

<sup>5</sup> Capitolo 4 e annex A4.

### 3.2 Le revisioni del PIL italiano

Di seguito sono presentati i risultati dell'analisi delle revisioni per l'Italia.

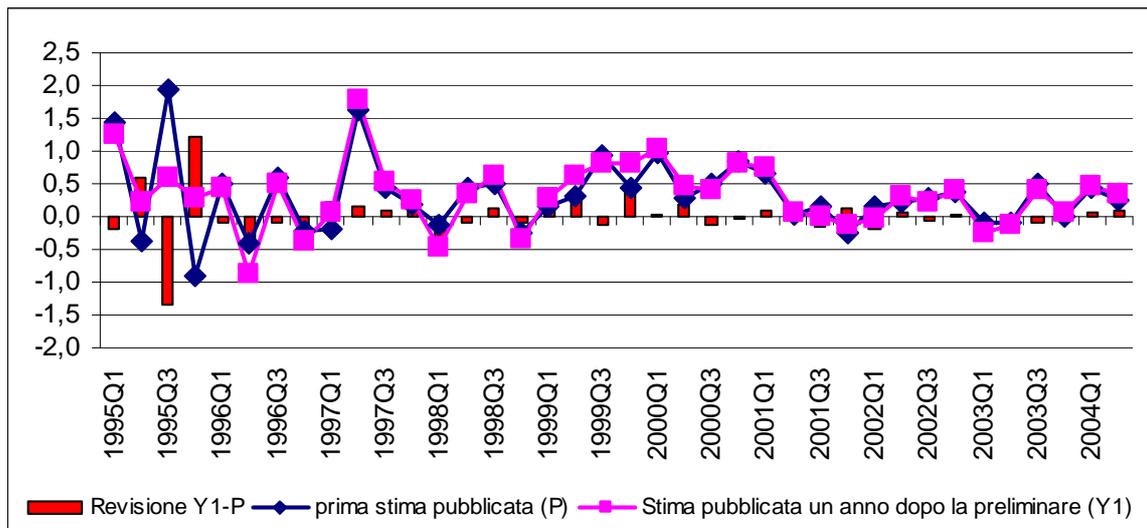
**Tabella 3.1 Statistiche descrittive delle revisioni relative alle stime del tasso di crescita del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti**

		<b>Confronti</b>							
<b>Statistiche descrittive</b>		<b>Y1_P</b>	<b>Y2_P</b>	<b>Y3_P</b>	<b>L_P</b>	<b>Y2_Y1</b>	<b>Y3_Y2</b>	<b>L_Y3</b>	<b>Y3_Y1</b>
<b>campione</b>		95.1- 05.1	95.1- 04.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1	95.1- 04.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1
<b>n</b>		40	36	32	32	36	32	32	32
<b>media assoluta delle revisioni</b>		0,1998	0,2455	0,2408	0,3595	0,1318	0,1289	0,2380	0,1551
<b>revisione media (Rbar)</b>		0,0054	0,0264	0,0964	0,0666	0,0214	0,0606	-0,0298	0,0841
<b>Dev. St.(Rbar) - HAC formula</b>		0,0318	0,0435	0,0466	0,0664	0,0262	0,0300	0,0456	0,0360
<b>media dei quadrati delle revisioni</b>		0,1168	0,1666	0,1546	0,2735	0,0277	0,0384	0,1051	0,0464
<b>revisione media assoluta relativa</b>		0,4330	0,4870	0,4416	0,6323	0,2615	0,2364	0,4186	0,2845
<b>t-stat</b>		0,1694	0,6083	2,0701	1,0028	0,8170	2,0163	-0,6540	2,3337
<b>t-crit</b>		2,0227	2,0301	2,0395	2,0395	2,0301	2,0395	2,0395	2,0395
<b>revisione media significativa?</b>		NO	NO	<b>SI</b>	NO	NO	NO	NO	<b>SI</b>
<b>Correlazione</b>		0,7881	0,7284	0,7739	0,5636	0,9514	0,9409	0,8106	0,9290
<b>Min Revisione</b>		-1,3	-1,5	-1,3	-1,4	-0,3	-0,3	-0,7	-0,3
<b>Max Revisione</b>		1,2	1,3	1,3	1,5	0,4	0,6	1,1	0,6
<b>Range</b>		2,6	2,8	2,6	2,9	0,7	0,9	1,9	0,9
<b>% Later &gt; Earlier</b>		50,0	52,8	65,6	46,9	58,3	65,6	46,9	71,9
<b>% Sign(Later) = Sign(Earlier)</b>		85,0	94,4	90,6	84,4	83,3	90,6	87,5	84,4
<b>Varianza ultima stima (Later)</b>		0,2358	0,2854	0,2861	0,2621	0,2854	0,2861	0,2621	0,2861
<b>Varianza stima precedente (Earlier)</b>		0,3008	0,3226	0,3467	0,3467	0,2471	0,2997	0,2861	0,2572
<b>UM %</b>		0,02	0,42	6,01	1,62	1,66	9,54	0,84	15,26
<b>UR %</b>		23,51	19,20	19,79	32,98	0,45	5,10	13,66	0,23
<b>UD %</b>		76,46	80,38	74,20	65,40	97,89	85,37	85,49	84,51
<b>Dev. St. ultima stima (Later)</b>		0,4856	0,5342	0,5348	0,5120	0,5342	0,5348	0,5120	0,5348
<b>Rapporto sd(R) su sd(L)</b>		0,0656	0,0814	0,0871	0,1297	0,0491	0,0561	0,0890	0,0674

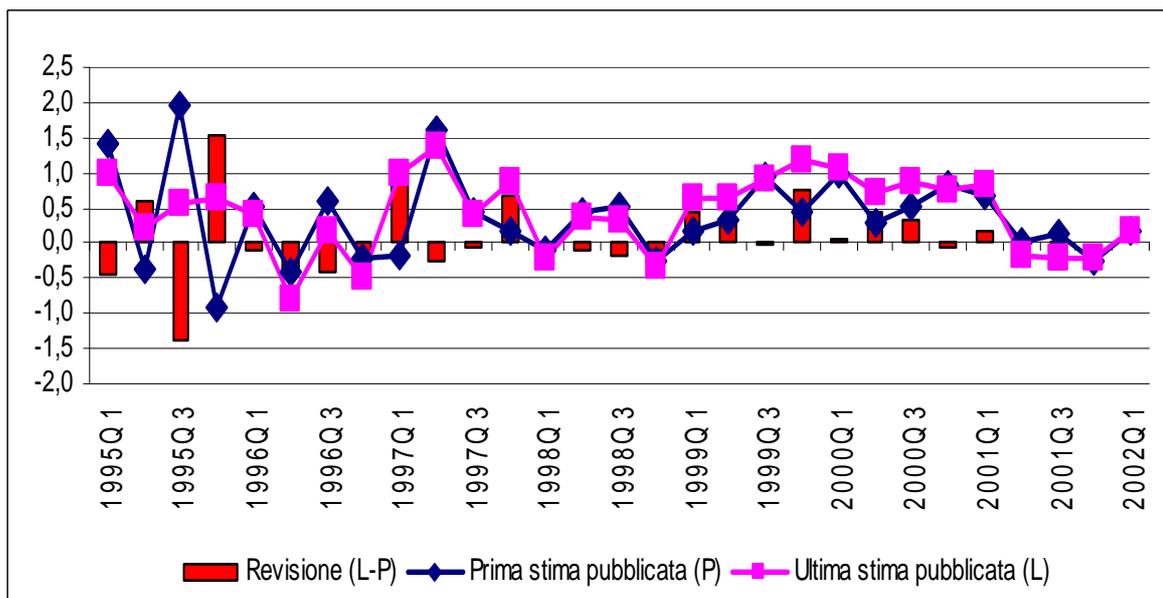
Dalla tabella emerge una ridotta problematicità del processo di stima del PIL italiano, almeno per quel che riguarda dimensione, sistematicità e variabilità delle revisioni. In media la revisione è infatti bassa, varia tra -0.0298 e 0.0964, mentre in valore assoluto registra valori medi compresi tra 0.1289 e 0.3595.

Le stime preliminari risultano ad un primo sguardo piuttosto buone (si veda figura 3.1) e ciò è confermato anche dalla media dei quadrati della revisione e dalla relativa decomposizione.

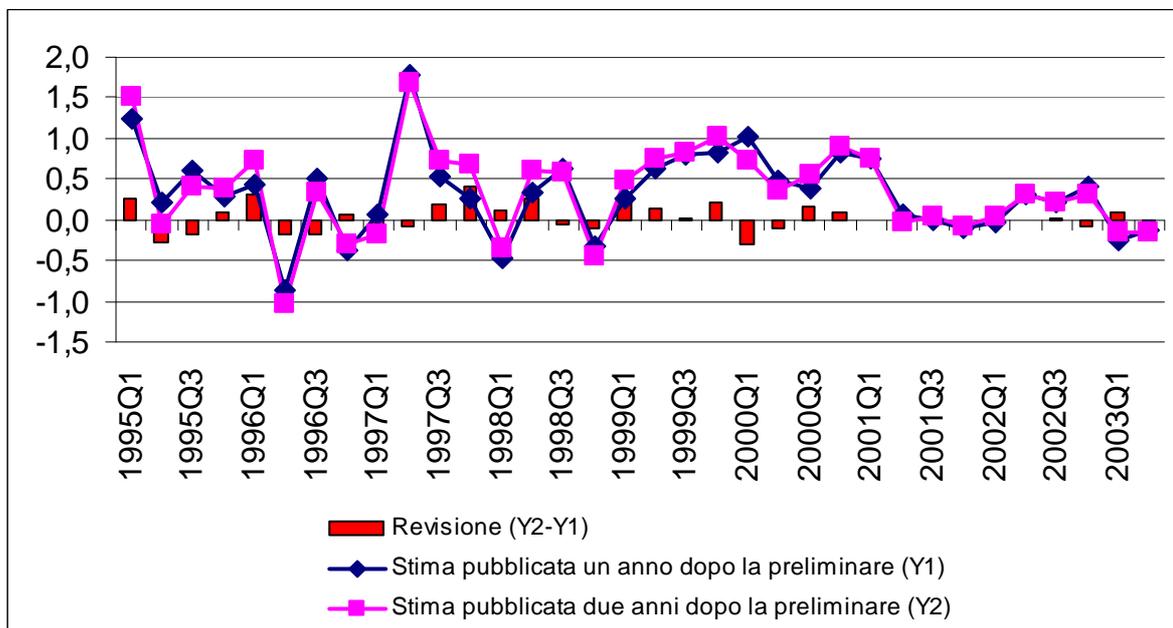
**Figura 3.1 Andamento di stima preliminare (P), stima pubblica un anno dopo (Y1) e revisione (Y1-P)**



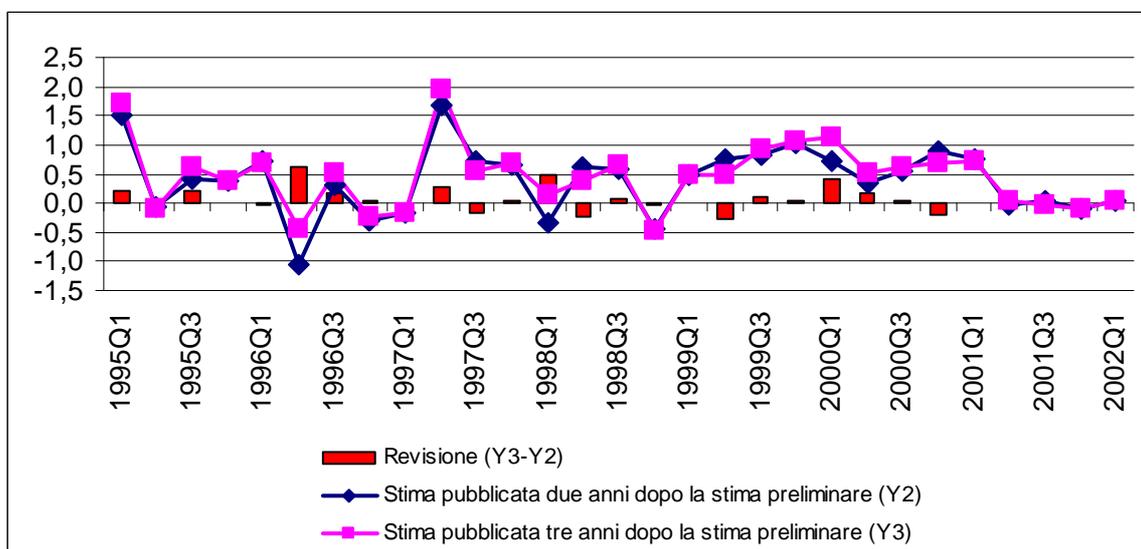
**Figura 3.2 Andamento di stima preliminare (P), ultima stima pubblicata (L) e revisione (L-P)**



**Figura 3.3 Andamento delle stime pubblicate uno (Y1) e due (Y2) anni dopo la stima preliminare e corrispondente revisione (Y2-Y1)**



**Figura 3.4 Andamento delle stime pubblicate due (Y2) e tre (Y3) anni dopo la stima preliminare e corrispondente revisione (Y3-Y2)**



Eccezioni si riscontrano considerando le revisioni tra le stime preliminari e le stime pubblicate 36 mesi dopo le stesse (P e Y3), e tra queste e le stime pubblicate un anno dopo (Y1), in quanto vi sono segni di sistematicità nel processo di stima (le

corrispondenti revisioni medie risultano significativamente diverse da zero). L'attendibilità delle stime varia tra le diverse tipologie di revisioni. Esaminando la revisione media assoluta, che l'ammontare di correzione che, indipendentemente dalla direzione, viene apportata dalla stima successiva, si giunge a concludere che la stima preliminare viene rivista di circa mezzo punto percentuale nelle stime successive (revisione media assoluta variabile tra 0.4330 e 0.6323). Tale valore si abbassa se si considerano stime successive alla preliminare, per le quali l'indice varia tra 0.24 e 0.42.

Le stime precedenti risultano comunque essere indicatori attendibili della direzione della stima, poiché  $\% \text{Sign(Later)} = \text{Sign(Earlier)}$ , ovvero la percentuale dei casi in cui il segno della stima successiva è uguale a quello della stima precedente, è superiore al 84%, raggiungendo anche il 90.6% (in Y3-P e Y3-Y2).

Per verificare la seconda proprietà, ovvero che la varianza della revisione sia piccola relativamente alla varianza dell'ultima stima considerata, si osserva il rapporto delle deviazioni standard della revisione e l'ultima stima relativa. In questo caso, come si vede dalla sezione finale della tabella delle statistiche condotte, la proprietà è verificata.

### **3.3 Le revisioni del PIL in 18 Paesi dell' OCSE**

L'analisi condotta per il caso italiano è stata estesa ai restanti 17 Paesi. Qui di seguito vengono presentati i risultati più significativi emersi dall'analisi e dal confronto dei 18 Paesi. Maggiori dettagli si trovano nel paper incluso in appendice.

Le sigle relative ai 18 Paesi analizzati sono:

AUS: Australia

BEL: Belgio

CAN: Canada

CHE: Svizzera

DEU: Germania

DNK: Danimarca

ESP: Spagna

FIN: Finlandia

FRA: Francia

GBR: Regno Unito

ITA: Italia

JPN: Giappone

KOR: Corea

NLD: Paesi Bassi

NOR: Norvegia

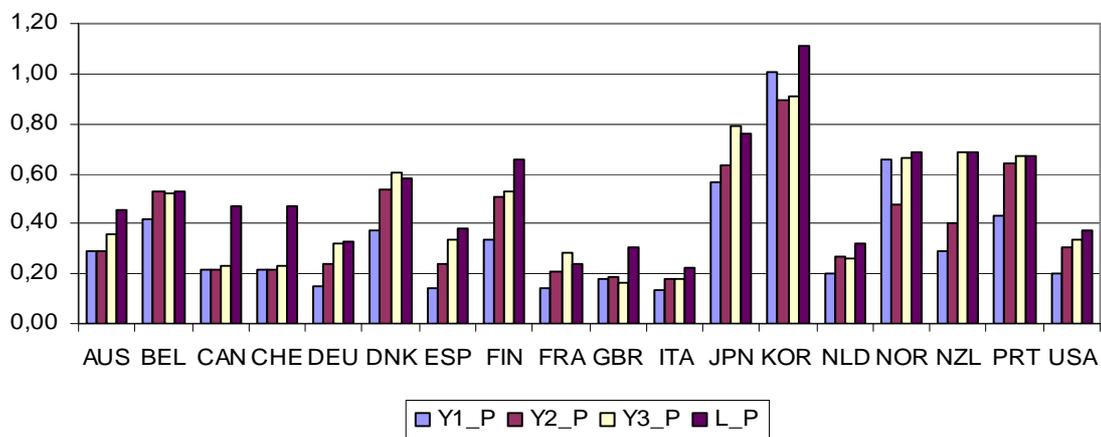
NZL: Nuova Zelanda

PRT: Portogallo

USA: Stati Uniti

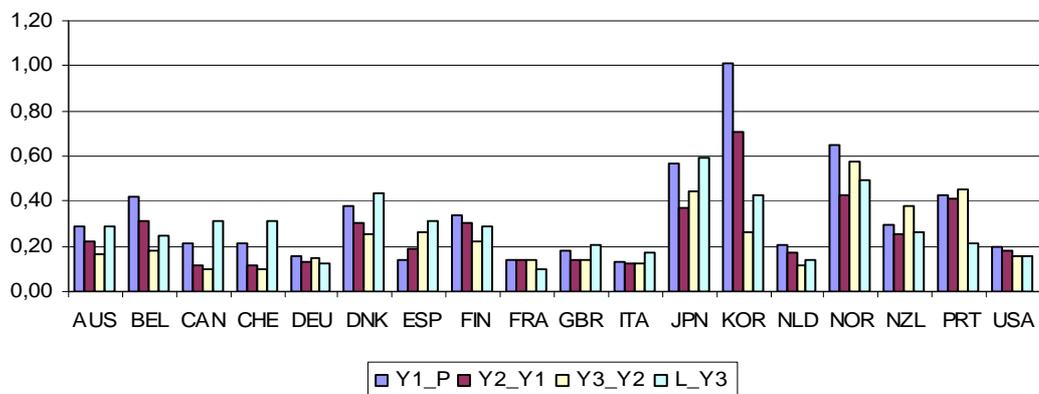
Dal confronto le revisioni sembrano avere dimensione diversa tra i 18 Paesi dell'OCSE. Per Germania, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Spagna e Stati Uniti sono piuttosto basse (non superano mai lo 0,4). Ciò è vero anche per Australia, Canada e Svizzera, escludendo la revisione L-P. In una situazione intermedia, con revisione media assoluta tra 0,4 e 0,6, si collocano Belgio, Danimarca e Finlandia (ad esclusione di L-P per quest'ultima). Norvegia, Nuova Zelanda e Portogallo presentano revisioni piuttosto larghe (con valori anche tra 0,6 e 0,8), mentre Giappone e Corea mostrano i valori più elevati (la revisione media assoluta raggiunge e supera il valore 0,8). Ciò è visibile dalla figura 3.1.1.2.1, che mostra la dimensione delle revisioni calcolate rispetto alla stima preliminare P (Y1-P; Y2-P; Y3-P e L-P) per ognuno dei 18 Paesi dell'OCSE nel periodo 1997.2-2002.4, misurata mediante revisione media assoluta.

**Figura 3.5: Revisioni rispetto alla stima preliminare (P) dei tassi di crescita (%) del PIL destagionalizzato a prezzi costanti (MEI). Revisione media assoluta (1997.2-2002.4)**



Osservando l'andamento, poi, delle stime successive, la dimensione delle revisioni nel periodo considerato tende a diminuire in media per 11 dei 18 Paesi analizzati: Australia, Belgio, Canada, Corea, Danimarca, Finlandia, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Svizzera e USA. Una situazione opposta si registra per la Spagna. Per i restanti Paesi la situazione sembra ambigua, eccetto per la Francia che mostra stabilità. La figura 3.6 mostra il "processo" di revisione come descritto da stime successive realizzate 12 mesi dopo.

**Figura 3.6: Revisioni successive dei tassi di crescita (%) del PIL destagionalizzato a prezzi costanti (MEI). Revisione media assoluta (1997.2-2002.4)**



### **3.4 L'analisi mediante *moving windows* e *growing windows***

L'analisi delle revisioni è sensibile alla scelta del periodo temporale sul quale viene condotta, ciò è particolarmente rilevante quando si è interessati a valutare la significatività della revisione media.

E' stata, quindi, attuata un'analisi mediante finestre di ampiezza 20 trimestri ciascuna (*moving windows*) e mediante finestre di ampiezza crescente (*growing windows*), fissando come periodo iniziale il primo per il quale si possono definire i tassi di crescita del PIL, e assumendo un'ampiezza iniziale di 20 trimestri, di volta in volta incrementata di un trimestre (*growing windows*). Per ogni Paese e tipologia di revisione considerata sono state quindi calcolate le statistiche descrittive applicate a ciascuna finestra di 20 o più trimestri.

Come vedremo queste analisi non solo confermano quanto già individuato in precedenza, ma arricchiscono il quadro informativo, evidenziando i periodi in cui le revisioni sono risultate significative.

L'analisi mediante *moving windows* è stata introdotta ed è tuttora utilizzata dall'ONS (George e Obuwa, 2005).

#### **3.4.1 L'Italia: analisi mediante *moving windows***

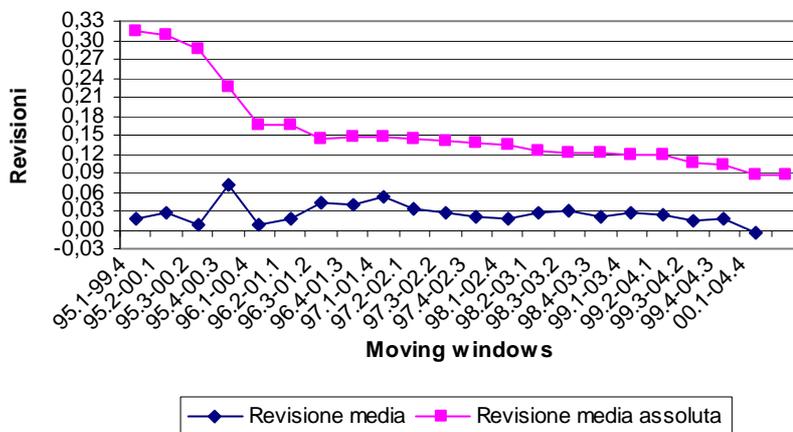
Di seguito vengono presentati i risultati più significativi dell'analisi mediante *moving windows* delle revisioni dei tassi di crescita trimestrali del PIL destagionalizzato a prezzi costanti dell'Italia.

I grafici permettono di evidenziare l'andamento della revisione media e della revisione media assoluta nel succedersi delle finestre temporali, consentendo anche di confrontarne gli andamenti. Inoltre si è provveduto a calcolare le statistiche t per farsi un'idea sull'eventuale sistematicità del processo di revisione.<sup>6</sup>

---

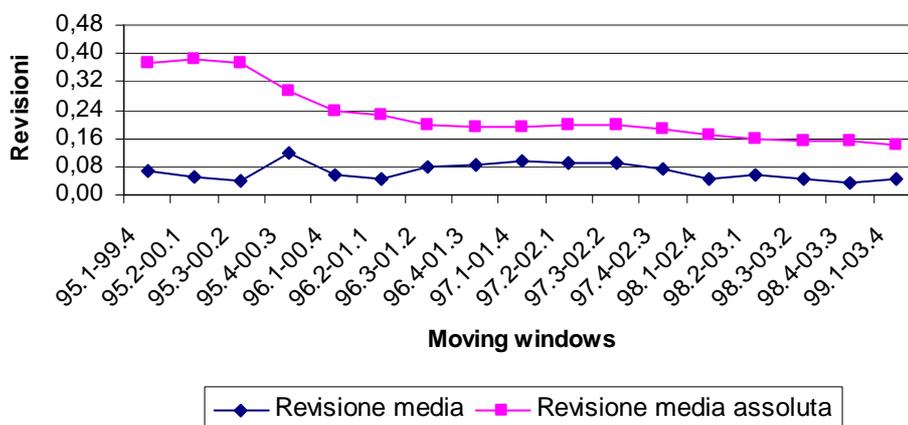
<sup>6</sup> I risultati completi e dettagliati delle analisi *moving e growing windows* per tutti i 18 Paesi dell'OECD non vengono riportati per motivi di spazio. Essi sono disponibili presso l'autrice.

**Figura 3.7: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y1 e P**



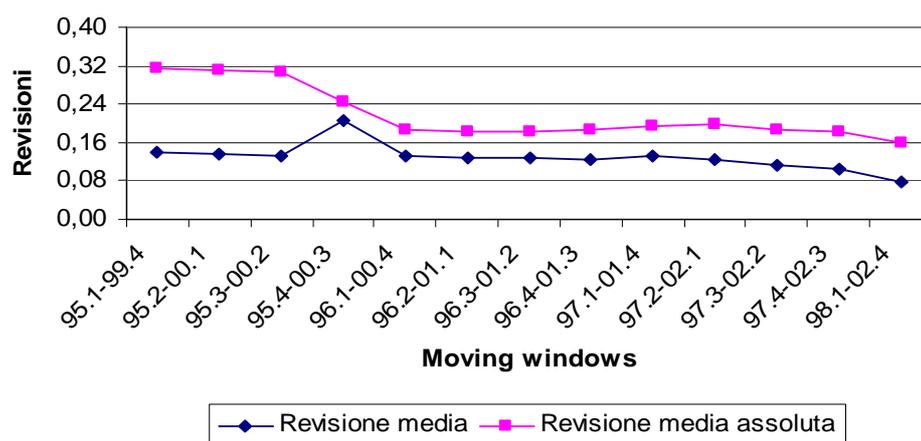
La revisione media tra la stima pubblicata un anno dopo la stima preliminare (Y1) e la preliminare (P) varia tra -0,006 e 0,070 (valore questo raggiunto nella finestra 95.4-00.3, per poi diminuire nella finestra successiva), mentre la revisione media assoluta varia tra 0,086 e 0,314 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 00.1-04.4). La revisione media è quindi piuttosto bassa e non risulta mai essere significativa nel periodo considerato, il che testimonia assenza di sistematicità negli errori del processo di stima. La revisione media, inoltre, tende a stabilizzarsi tra 0 e 0,03.

**Figura 3.8: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y2 e P**



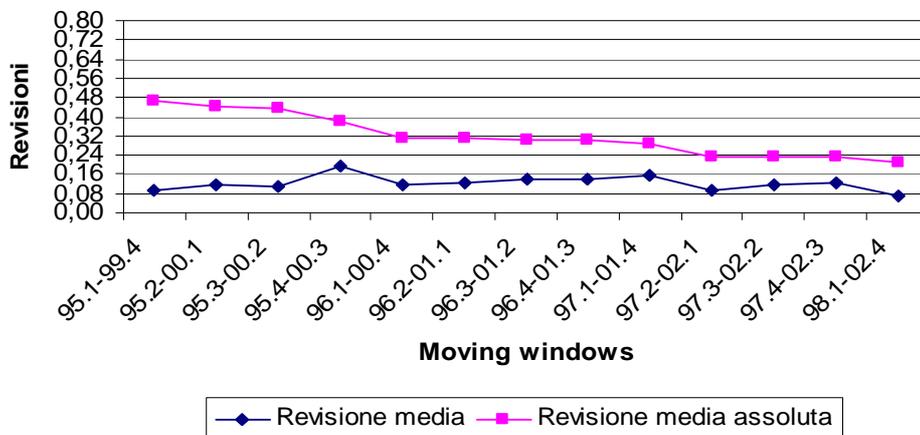
La revisione media tra la stima pubblicata due anni dopo la preliminare (Y2) e la stima preliminare (P) è positiva e varia tra 0,04 e 0,12 (valore raggiunto nella finestra 95.4-00.3), mentre la revisione media assoluta, indicatore della dimensione della revisione, varia tra 0,14 e 0,38 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 99.1-03.4). La revisione media, non solo risulta positiva, ma è anche significativa nelle finestre 97.1-01.4, 97.2-02.1 e 97.3-02.2 ad indicare una sistematicità delle revisioni e, quindi, a segnalare qualche criticità del processo di stima nelle epoche coperte da queste “finestre temporali”. La revisione media tende a stabilizzarsi nel tempo assumendo valori compresi tra 0 e 0,08.

**Figura 3.9: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e P**



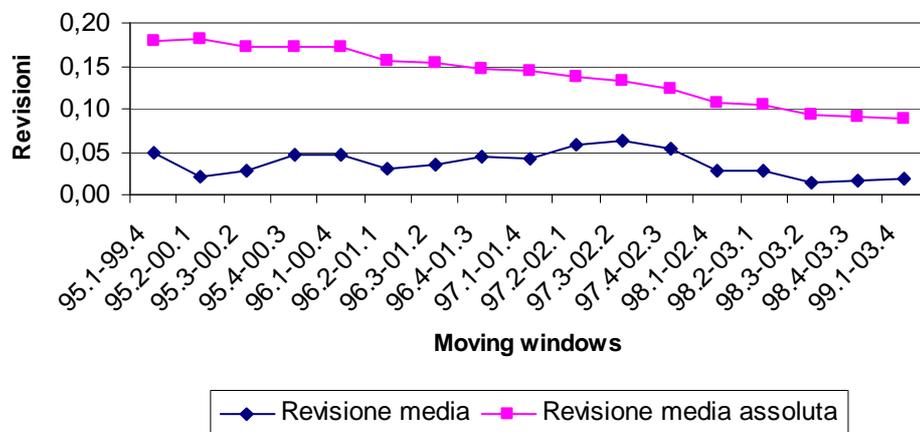
In media la revisione tra le stime tre anni dopo la stima preliminare (Y3) e la stima preliminare (P) è positiva e varia tra 0,08 e 0,20 (valore raggiunto nella finestra 95.4-00.3), mentre la revisione media assoluta varia tra 0,16 e 0,32 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 98.1-02.4). In altri termini, la revisione, appare in media sempre positiva e di dimensioni non trascurabili, superiori alle revisioni tra la stima preliminare e le stime di un anno e due anni dopo. Inoltre, la revisione media risulta essere sempre significativa tranne nelle finestre 95.2-00.1, 95.3-00.2 e nell’ultima 98.1-02.4, indice che le stime preliminari forniscono una sistematica sottostima della crescita del PIL.

**Figura 3.10: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra L e P**



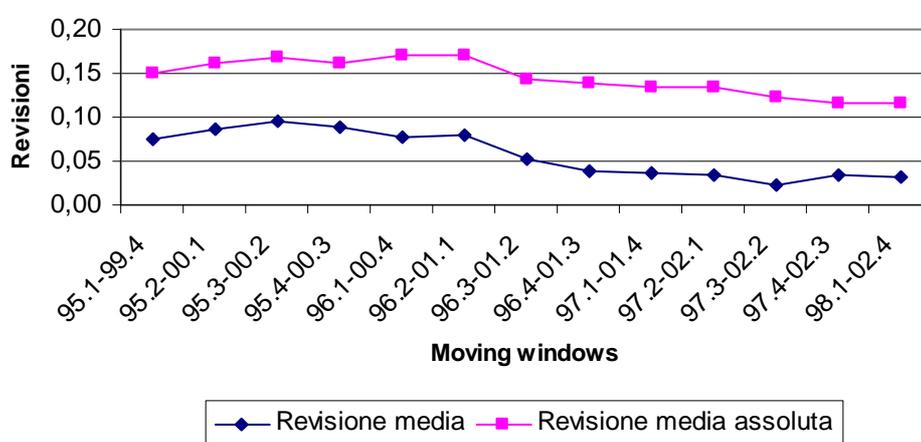
La revisione media tra l'ultima stima considerata (L) e la stima preliminare (P) è positiva e varia tra 0,07 e 0,19 (valore raggiunto nella finestra 95.4-00.3), mentre la relativa dimensione, osservando la revisione media assoluta, varia tra 0,21 e 0,46 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 98.1-02.4). La revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato, ad indicare l'assenza di una sistematicità nel processo di stima. La revisione media (come pure la revisione media assoluta) tende a stabilizzarsi attorno a valori non trascurabili.

**Figura 3.11: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y2 e Y1**



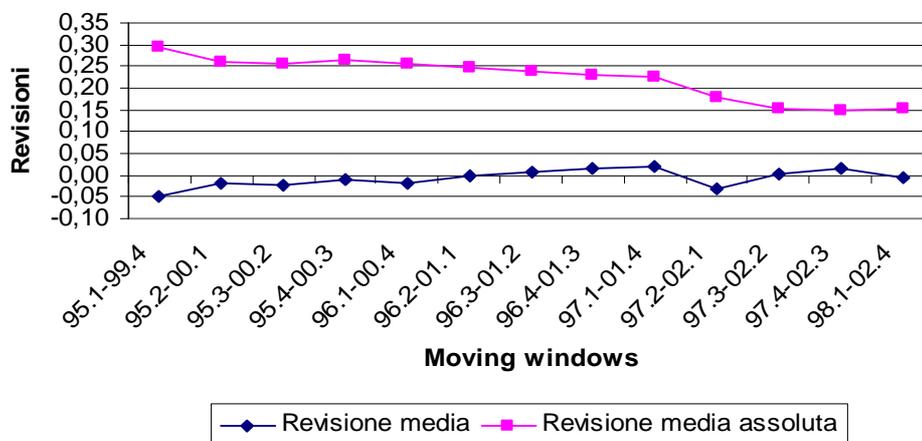
La revisione media tra stime successive 24 e 12 mesi dopo la stima preliminare (Y2 e Y1) è positiva e varia tra 0,01 e 0,06, mentre la revisione media assoluta varia tra 0,09 e 0,18 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 99.1-03.4). La revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato, ad indicare che i valori assunti non sono conseguenza di una sistematicità insita nel processo di stima. Inoltre essa tende a stabilizzarsi attorno a valori compresi tra 0 e 0,05.

**Figura 3.12: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e Y2**



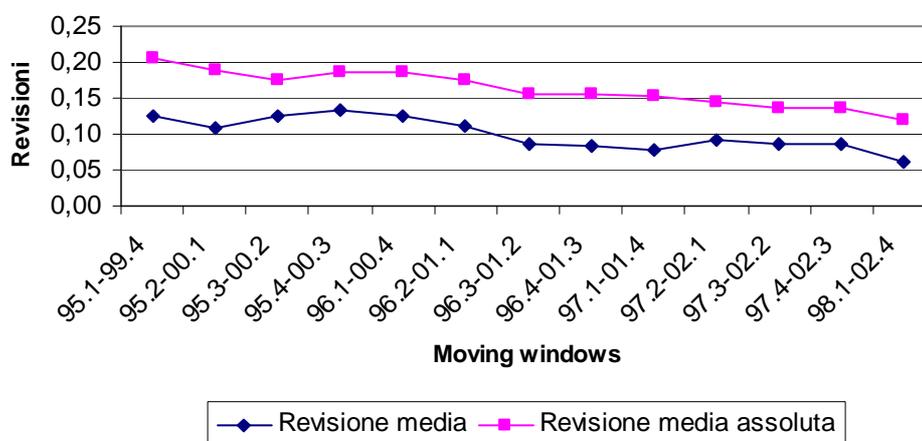
La revisione media tra stime successive 36 e 24 mesi dopo la stima preliminare (Y3 e Y2) è positiva e varia tra 0,02 e 0,10, mentre la revisione media assoluta, indicatore della dimensione della revisione, varia tra 0,12 e 0,17 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 98.1-02.4). La revisione media risulta essere significativa nelle finestre 95.2-00.1, 95.3-00.2 e 95.4-00.3, evidenza di una certa sistematicità nel processo di stima in queste finestre temporali. Nelle finestre successive la revisione media tende a non risultare più statisticamente significativa, confermando quanto già evidenziato dalle statistiche descrittive, e a stabilizzarsi, come avviene anche per la revisione media assoluta.

**Figura 3.13: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra L e Y3**



La revisione media tra l'ultima stima considerata e la stima pubblicata tre anni dopo la stima preliminare (L e Y3) varia tra -0,05 e 0,02, mentre la revisione media assoluta varia tra 0,15 e 0,29 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 98.1-02.4). Il processo di stima non appare sistematico, poiché la revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato ed è anche piuttosto stabile attorno allo zero.

**Figura 3.14: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e Y1**



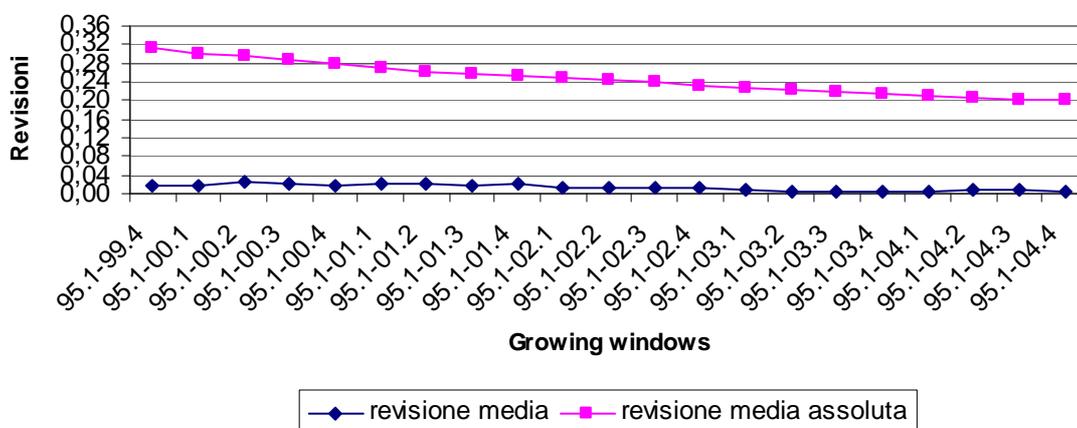
La revisione media tra la stima pubblicata 36 mesi dopo e quella pubblicata 12 mesi dopo la stima preliminare (Y3 e Y1) è positiva e varia tra 0,06 e 0,13, mentre la revisione media assoluta varia tra 0,12 e 0,21 nel periodo considerato (*moving windows* da 95.1-99.4 a 98.1-02.4). Vi è evidenza di una certa sistematicità nel processo di stima, in quanto la revisione media risulta essere significativa nelle finestre 95.1-99.4; 95.3-00.2; 95.4-00.3; 96.1-00.4; 96.2-01.1 e nel complesso assume valori relativamente alti rispetto alle revisioni medie precedenti, confermando quanto già evidenziato dalle statistiche descrittive

### 3.4.2 L'Italia: analisi mediante *growing windows*

Di seguito vengono presentati i risultati più significativi dell'analisi mediante *growing windows* delle revisioni dei tassi di crescita trimestrali del PIL destagionalizzato a prezzi costanti dell'Italia.

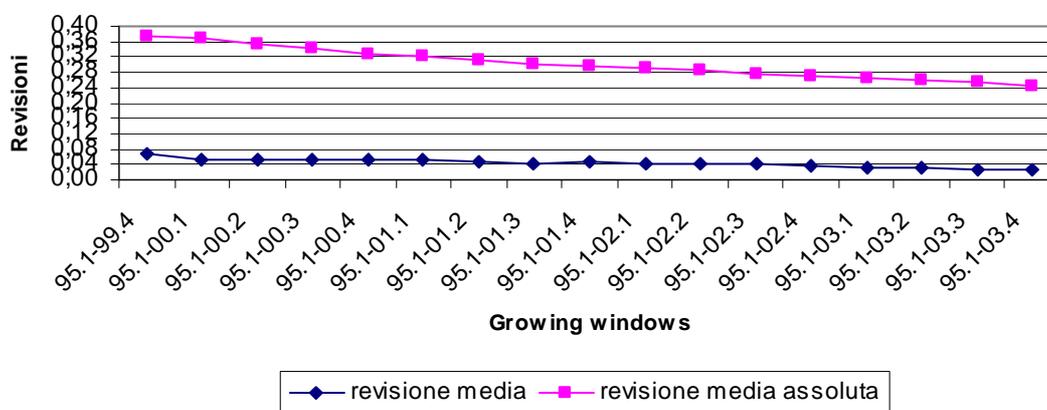
I grafici permettono di evidenziare l'andamento della revisione media e della revisione media assoluta nel succedersi delle finestre temporali, consentendo anche di confrontarne gli andamenti. Inoltre si è provveduto a calcolare le statistiche t per farsi un'idea sull'eventuale sistematicità del processo di revisione.

**Figura 3.15: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y1 e P**



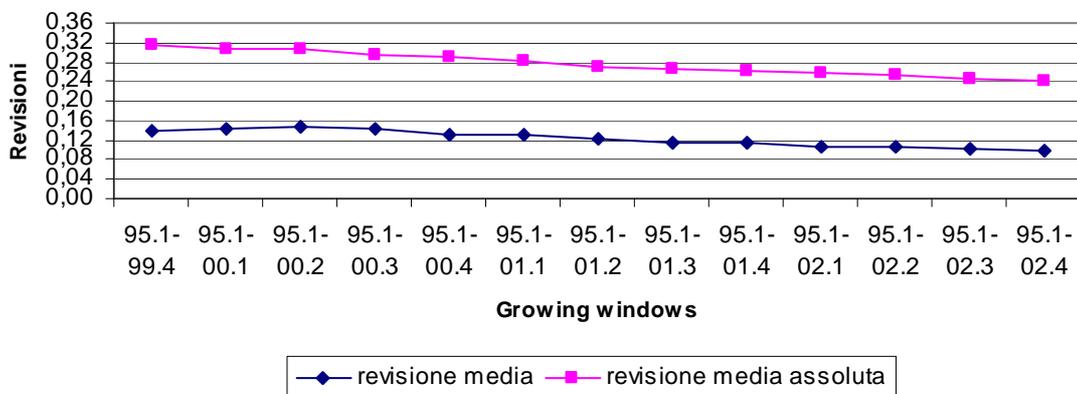
In media la revisione tra la stima 12 mesi dopo la stima preliminare (Y1) e la stima preliminare (P) è nulla o positiva e varia tra 0 e 0,03, mentre la revisione media assoluta varia tra 0,20 e 0,31 nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-04.4). Non appare evidenza di sistematicità nel processo di stima poiché la revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato, con tendenza a decrescere e stabilizzarsi sullo zero.

**Figura 3.16: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y2 e P**



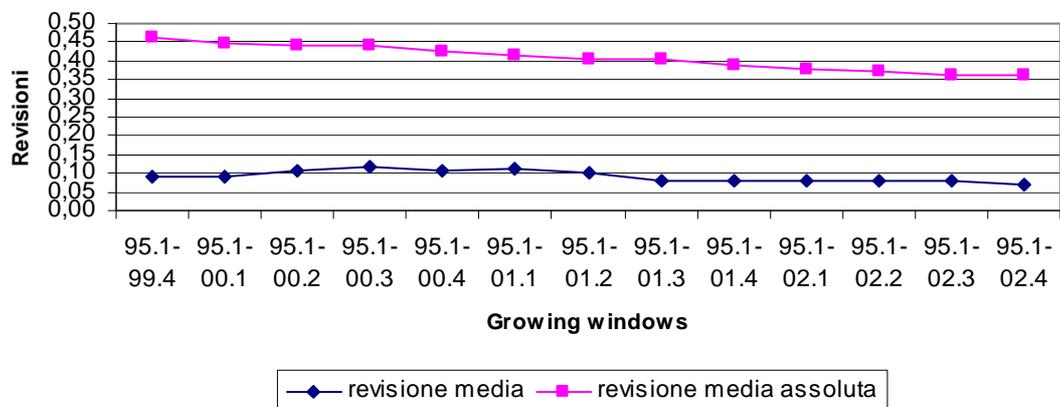
La revisione media tra la stima due anni dopo la stima preliminare (Y2) e la stima preliminare (P) è sempre positiva e varia tra 0,03 e 0,07, mentre la dimensione, rilevata mediante la revisione media assoluta, varia tra 0,25 e 0,37 nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-03.4). Dal processo di stima non sembra emergere sistematicità, poiché la revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato, con tendenza a decrescere e stabilizzarsi vicino allo zero.

**Figura 3.17: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e P**



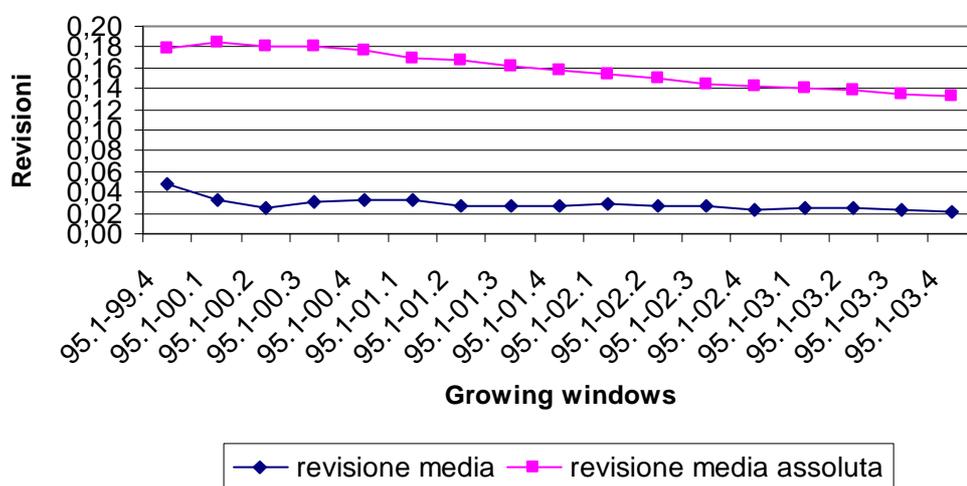
La revisione media tra le stime tre anni dopo la preliminare (Y3) e le stime preliminari stesse (P) è sempre positiva e varia tra 0,10 e 0,15. Indice di una sistematica tendenza a sottostimare le stime preliminari è il fatto che la revisione media, oltre ad essere sempre positiva, risulta essere sempre significativa. Inoltre la revisione media è in valore molto più alta delle precedenti. Ciò si deduce osservando la revisione media assoluta che varia tra 0,24 e 0,32 nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-02.4), confermando quanto già evidenziato dalle statistiche descrittive

**Figura 3.18: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra L e P**



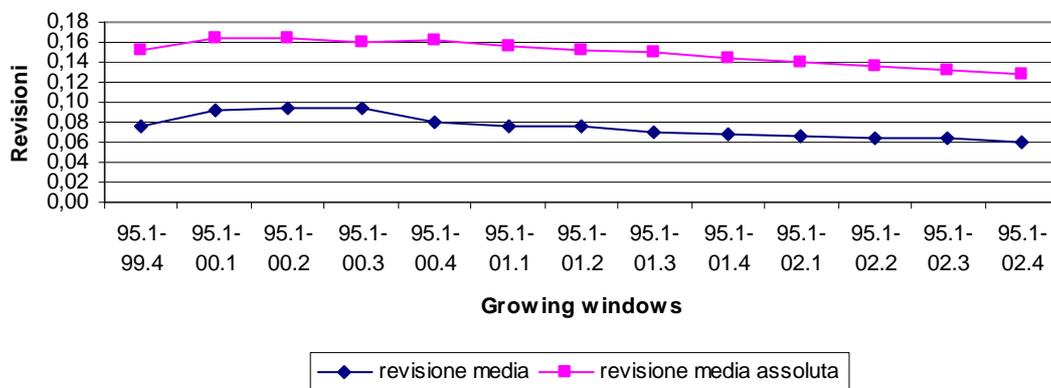
Sebbene la revisione media tra l'ultima e la stima preliminare (L e P) sia sempre positiva e vari tra 0,07 e 0,12, con dimensioni non trascurabili (la revisione media assoluta varia tra 0,36 e 0,46) nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-02.4), la revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato ed è anche piuttosto stabile, ad indicare l'assenza di sistematicità nel processo di stima.

**Figura 3.19: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y2 e Y1**



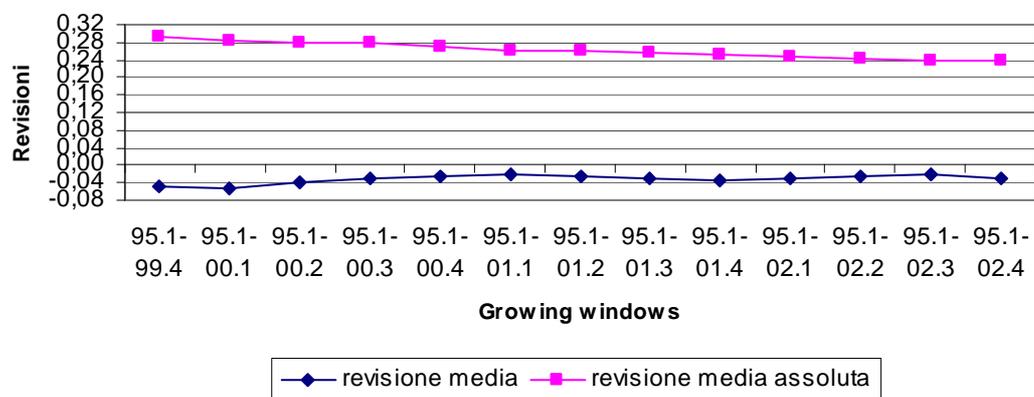
La revisione media tra stime successive 24 e 12 mesi dopo la stima preliminare (Y2 e Y1) è positiva e varia tra 0,02 e 0,05, con dimensioni variabili tra 0,13 e 0,18 (revisione media assoluta) nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-03.4). Il processo di stima non solo è caratterizzato da revisioni basse in media, ma anche mai significative nel periodo considerato ed è anche piuttosto stabili attorno a 0,02.

**Figura 3.20: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e Y2**



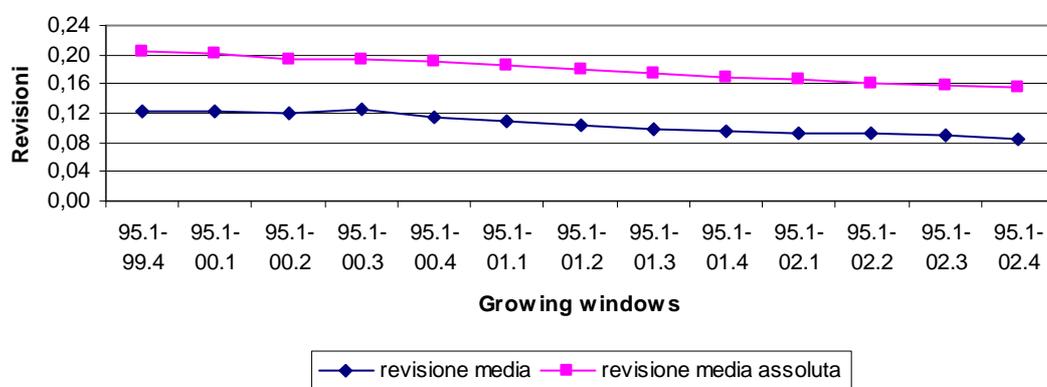
La revisione media tra le stime pubblicate tre e due anni dopo la stima preliminare (Y3 e Y2) è positiva e varia tra 0,06 e 0,09, con dimensione non molto variabile tra 0,13 e 0,16 (revisione media assoluta) nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-02.4). Il processo di stima risulta essere sistematico nelle finestre da 95.1-00.1 a 95.1-01.2 e 95.1-02.3 (la revisione media risulta essere significativa). Tuttavia considerando poi finestre di ampiezza crescente la revisione media tende a non risultare più statisticamente significativa, confermando quanto già evidenziato dalle statistiche descrittive e a stabilizzarsi, come avviene anche per la revisione media assoluta, attorno a valori non particolarmente bassi.

**Figura 3.21: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra L e Y3**



Le revisioni successive tra ultima stima considerata e stima tre anni dopo la stima preliminare (L e Y3) è sempre negativa e varia tra -0,05 e -0,02, con dimensione variabile tra 0,24 e 0,29 (revisione media assoluta) nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-02.4). La revisione media non risulta mai essere significativa nel periodo considerato ed anche piuttosto stabile, sebbene negativa.

**Figura 3.22: Revisioni medie dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti tra Y3 e Y1**



La revisione media tra le stime 36 e 12 mesi dopo la pubblicazione della stima preliminare (Y3 e Y1) è sempre positiva e varia tra 0,08 e 0,12, con dimensioni non trascurabili tra 0,16 e 0,21 (revisione media assoluta) nel periodo considerato (*growing windows* da 95.1-99.4 a 95.1-02.4). La sistematicità del processo che sottostima le stime precedenti è evidente anche dal fatto che la revisione media risulta essere sempre significativa, assumendo valori relativamente alti rispetto alle revisioni medie precedenti, con tendenza a diminuire, confermando quanto già evidenziato dalle statistiche descrittive.

### 3.5 Analisi complessiva in 18 Paesi dell' OCSE

Qui di seguito vengono riportati i risultati maggiormente significativi ottenuti dalle analisi *moving* e *growing windows* per i 18 Paesi dell'OCSE. Vengono presentate alcune tabelle di sintesi: una relativa ai risultati ottenuti a seguito di analisi *moving windows*, l'altra a seguito di analisi *growing windows*. La tabella riassume l'andamento della revisione media con lo susseguirsi delle finestre e fornisce informazioni anche sulla significatività dell'ultima finestra oggetto d'analisi. E' possibile leggere i risultati di un singolo Paese scorrendo la colonna relativa, mentre, esaminando la tabella riga per riga è possibile confrontare i risultati relativi ad una stessa revisione dei 18 Paesi oggetto d'analisi.<sup>7</sup>

Legenda:

= : la revisione media risulta piuttosto stabile esaminando il susseguirsi delle finestre (ovvero il range è piuttosto contenuto - inferiore a 0.04 - ed il segno non cambia, se si esaminano i valori della revisione media nella prima e ultima finestra disponibile);

+ : la revisione media è aumentata nel tempo (aumenti in valore superiori a 0.04 o la revisione media è diventata positiva quando nelle prime finestre analizzate non lo era);

- : la revisione media è diminuita nel tempo (diminuzioni in valore superiori a 0.04 o la revisione media è diventata negativa quando nelle prime finestre analizzate non lo era);

+/- = : la revisione media è aumentata/ diminuita nel tempo, ma tende a stabilizzarsi;

**segno evidenziato**: la revisione media nell'ultima finestra analizzata risulta essere significativamente diversa da zero (livello di significatività pari a 0.05).

---

<sup>7</sup> Risultati maggiormente dettagliati dell'analisi *moving* e *growing windows* sono disponibili presso l'autrice

**Tabella 3.2: Andamento della revisione media e significatività della stessa (nell'ultima finestra temporale considerata) nei 18 Paesi dell'OCSE<sup>8</sup>: *moving windows***

ANALISI MOVING WINDOWS																		
Paesi																		
R	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
Y1-P	+=	+=	. =	. =	. =	=	+=	+	. =	=	.	.	.	=	=	.	+=	+
Y2-P	+=	. =	. =	.	+	. =	. =	+=	+=	+=	. =	.	+	.	.	=	+	. =
Y3-P	.	.	+=	.	+	. =	.	=	+	+=	. =	.	+	.	+	+	+	. =
L-P	.	. =	. =	.	+=	=	+=	=	=	+=	=	.	+	.	. =	.	+	. =
Y2-Y1	. =	. =	+=	. =	+=	. =	. =	=	+=	=	.	.	+	.	. =	+=	=	+=
Y3-Y2	. =	+=	. =	. =	+=	=	. =	. =	=	. =	. =	=	=	=	+	+	=	. =
L-Y3	. =	+=	. =	. =	. =	=	+	+=	=	+	+=	+	=	. =	.	. =	=	=
Y3-Y1	. =	.	+=	. =	+=	=	. =	=	+	=	.	=	+	.	+=	+	=	+

<sup>8</sup> Prima finestra 1995.1-1999.4 e ultima finestra 1998.1-2002.4, ma prima finestra per BEL: 1996.4-2001.3; DEU: 1995.2-2000.1; KOR: 1997.1-2001.4; PRT: 1996.1-2000.4

Tabella 3.3: Andamento della revisione media e significatività della stessa (nell'ultima finestra temporale considerata) nei 18 Paesi dell'OCCSE<sup>9</sup>: *growing windows*

ANALISI <i>GROWING WINDOWS</i>																		
Paesi																		
R	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
Y1-P	+	=	- =	- =	- =	■	+ =	+ =	=	=	=	-	- =	=	=	- =	+	+ =
Y2-P	+ =	=	- =	- =	=	■	=	+ =	=	=	- =	-	+ =	- =	-	+ =	+ =	- =
Y3-P	=	=	■	-	=	■	=	=	=	■	■	-	+	- =	+	+	+ =	- =
L-P	-	=	■	-	=	=	■	+ =	=	■	=	-	+	- =	=	■	+	- =
Y2-Y1	- =	=	+	=	+ =	- =	=	=	+ =	=	- =	- =	+	- =	- =	+ =	=	- =
Y3-Y2	- =	=	■	=	=	+ =	=	- =	=	■	=	=	=	=	+ =	+	=	=
L-Y3	=	+ =	=	=	■	=	=	+ =	=	=	+ =	+ =	=	- =	- =	- =	=	=
Y3-Y1	- =	=	■	=	=	=	=	- =	=	=	■	-	+ =	=	+	+	=	- =

Le analisi mediante *moving e growing windows* evidenziano una tendenza generale della revisione media dei 18 Paesi considerati a stabilizzarsi nel tempo. L'andamento della revisione media nel tempo sembra non essere univoco per i vari Paesi, tranne per i Paesi Bassi e la Svizzera che presentano andamenti della revisione media non crescenti. Una situazione opposta presenta il Portogallo, con andamento non decrescente. Le due tipologie di analisi presentano risultati non contraddittori riguardo gli andamenti della revisione media.

Va peraltro aggiunto che, per quanto riguarda la significatività delle revisioni medie, le due analisi non coincidono perfettamente, proprio perché condotte su campioni in parte diversi per composizione e numerosità. Canada, Nuova Zelanda, Regno Unito e Spagna presentano revisioni medie significative in entrambe le analisi, anche se con qualche discrepanza. Per Danimarca, Francia, Germania, Italia, Norvegia e USA la revisione media risulta essere significativa nell'ultima finestra analizzata per alcune tipologie di revisione solo nell'una o nell'altra analisi.



## **4. ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI: APPROFONDIMENTI**

Nel precedente capitolo è stata condotta un'analisi statistica delle revisioni di tipo descrittivo, mediante statistiche e analisi a finestre mobili. In questo capitolo si valuta la razionalità e l'efficienza del processo di produzione dei dati.

Infatti, dopo aver esaminato la correttezza delle stime, nel capitolo 3, si possono avere indicazioni sull'efficienza delle stime osservando la correlazione tra la revisione e le stime passate e future e l'andamento delle varianze di stime successive.

Le ipotesi verranno sottoposte a verifica con l'analisi "*news or noise*": come vedremo, il senso statistico di questo tipo di analisi è decisamente interessante, per la ragionevolezza e la semplicità concettuale dell'impronta metodologica, ma purtroppo le condizioni operative per cui ci si trova spesso ad operare nella realtà concreta (serie "corta", break strutturali...) possono portare a risultati incerti. Per ovviare a questo problema si sono condotte anche analisi di efficienza previsiva.

Come già anticipato nel capitolo 3, verranno riportati i risultati dell'analisi dettagliata relativi all'Italia (condotta sul campione completo) e un'analisi di confronto critico tra i 18 Paesi oggetto d'analisi (condotta sul campione comune).

#### 4.1. Correlazione e varianze

Dopo aver indagato la correttezza delle stime oggetto d'analisi, se ne analizza l'efficienza. Le implicazioni che seguono forniscono prime indicazioni utili ad indagare la razionalità del processo di stima in termini di efficienza e alla luce dell'approccio "*news or noise*".

Due implicazioni che derivano da tale approccio riguardano la correlazione della revisione con l'informazione disponibile prima e dopo la stima realizzata in un determinato istante temporale, e la varianza di stime successive relative allo stesso aggregato.

Se una stima precedentemente pubblicata differisce da una successiva per un errore di misura (ipotesi *noise*), allora ci si attende che la revisione non sia correlata non con la stima pubblicata più di recente, ma lo sia con la stima più "vecchia" e con tutta l'informazione disponibile al tempo della stima più "vecchia".

Se una stima precedentemente pubblicata è una previsione efficiente del "vero" valore (ipotesi *news*), allora ci si attende che la revisione sia correlata con la stima pubblicata più di recente, ma che non lo sia con la stima più "vecchia" e con tutta l'informazione disponibile al tempo della stima più "vecchia".

Un'ulteriore implicazione riguarda le varianze di stime successive dei tassi di crescita in oggetto.

Se le revisioni sono assimilabili ad errori di misura (ipotesi *noise*), ci si aspetta che la varianza di stime successive tenda a diminuire, per effetto della tendenza a correggere l'errore di misura. Se le stime provvisorie sono, invece, previsioni efficienti, e conseguentemente le revisioni sono errori di previsione razionali, (ipotesi *news*), ci si attende che la varianza di stime successive tenda ad aumentare per effetto di informazione aggiuntiva precedentemente non disponibile.

#### 4.1.1 L'Italia: analisi della correlazione e della varianza

Di seguito vengono riportate le analisi relative alla correlazione tra revisioni e stime passate e successive e analisi relative a valori successivi delle varianze delle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti.

##### 4.1.1.1 La correlazione tra la revisione e l'informazione passata e futura

La tabella illustra la correlazione tra le revisioni e le stime precedenti e successive alla stima realizzata all'istante temporale di riferimento. Sono state tracciate delle linee più marcate per separare le correlazioni delle revisioni con le stime precedenti (sezioni della tabella superiori alla linea più marcata) da quelle con le stime successive (sezione inferiore). Sono state evidenziate le correlazioni statisticamente significative, avvalendosi di un test  $t^9$ . Il test ha valore puramente indicativo per scegliere una soglia. In alternativa si sarebbe potuto scegliere una soglia (per esempio 0,4), ma si è ritenuto più rigoroso adottare un test  $t$  di significatività, nonostante l'implicito assunto di una distribuzione normale bivariata.

---

<sup>9</sup> Per verificare se la correlazione tra la revisione e le stime passate e/o future sia statisticamente

significativa è stata utilizzata la statistica test  $t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2}$ , che si distribuisce come una  $t$  di

Student con  $n-2$  gradi di libertà, con  $n$  pari alla numerosità campionaria ed  $r$  stima della correlazione in oggetto.

**Tabella 4.1.: Correlazione tra la revisione e l'informazione passata e futura dei tassi di crescita trimestrale del PIL Italiano destagionalizzato a prezzi costanti**

	CORRELAZIONE TRA REVISIONI E INFORMAZIONE PASSATA E FUTURA							
	Y1 - P	Y2 - P	Y3 - P	L - P	Y2 - Y1	Y3 - Y2	L - Y3	Y3 - Y1
campione	95.1-05.1	95.1-04.1	95.1-03.1	95.1-03.1	95.1-04.1	95.1-03.1	95.1-03.1	95.1-03.1
n	40	36	32	32	36	32	32	32
P	-0,48498	-0,43909	-0,45888	-0,57897	0,067519	-0,23733	-0,37118	-0,05191
t	-3,41854	-2,8497	-2,82883	-3,88928	0,394602	-1,33813	-2,18948	-0,28472
Y1	0,156126	0,160002	0,114404	-0,04273	0,067519	-0,12058	-0,20371	-0,05191
t	0,974371	0,945142	0,630755	-0,23427	0,394602	-0,66532	-1,13968	-0,28472
Y2	0,164581	0,295727	0,216288	0,012075	0,371621	-0,23733	-0,23596	0,111708
t	1,028571	1,805105	1,21338	0,066141	2,334058	-1,33813	-1,32998	0,615703
Y3	0,04057	0,137818	0,207552	-0,07853	0,253272	0,10576	-0,37118	0,321418
t	0,250295	0,811354	1,162117	-0,43144	1,526593	0,582541	-2,18948	1,85913
L	0,250465	0,289465	0,266597	0,347179	0,170639	-0,124	0,242923	0,032856
t	1,594802	1,763345	1,515046	2,0277	1,009795	-0,68446	1,371633	0,180059
t (0,025, n-2)	2,333718	2,345059	2,359566	2,359566	2,345059	2,359566	2,359566	2,359566
t (0,975, n-2)	0,031545	0,03157	0,0316	0,0316	0,03157	0,0316	0,0316	0,0316

E' possibile notare come per la prima parte della tabella, la parte sinistra, quella che esamina le differenti stime confrontate con la stima preliminare, le correlazioni più elevate e significative si registrano tra la revisione e le stime precedenti, in particolare con la stima preliminare P (a supporto dell'ipotesi di prevedibilità delle revisioni, ipotesi *noise*)

Nelle revisioni in cui è coinvolta l'ultima stima (L), sebbene le correlazioni significative (e superiori in valore assoluto a 0.50) siano tra la revisione e la stima preliminare P (e per la revisione che coinvolge l'ultima stima considerata e la stima pubblicata tre anni dopo la prima (L-Y3) anche tra la revisione e la stima pubblicata tre anni dopo la stima preliminare (Y3)), a conferma quindi dell'ipotesi *noise*, le correlazioni delle revisioni con la stima L risultano essere superiori a quelle con le altre stime, anche se non sono significative. E' opportuno ricordare che la stima L è spesso legata ad un processo di revisione straordinaria od occasionale, a differenza delle altre, che in genere derivano da un processo di revisione corrente, e ciò deve essere considerato in fase di analisi (non risulta, quindi, determinante nell'attribuire una revisione ad uno schema interpretativo *noise* piuttosto che *news*.)

Oltre a ciò, per quanto riguarda la seconda parte della tabella, la parte destra, ovvero quella riguardante le revisioni tra stime successive, non si osservano correlazioni particolarmente elevate né significative per le revisioni tra la stima tre anni dopo la stima preliminare e quelle 1 e 2 anni dopo la pubblicazione della preliminare (Y3-Y2 e Y3-Y1), anche se nel primo caso si possono osservare correlazioni leggermente superiori tra la revisione e le stime passate rispetto a quelle successive ( debole indizio a supporto dell'ipotesi *noise*) e nel secondo caso si osserva la situazione opposta (debole indizio a supporto dell'ipotesi *news*). Per quanto riguarda le correlazioni della revisione tra stime uno e due anni dopo la stima preliminare (Y2-Y1) con le stime precedenti e successive alle stime Y1, queste sembrano più supportare un'ipotesi *news*, in quando una correlazione superiore a 0.35 è riscontrabile solo tra la revisione e la stima due anni dopo la preliminare (Y2). Sebbene il valore della statistica test sia prossimo al valore critico, questa correlazione non risulta, tuttavia, significativa. Inoltre le correlazioni tra la revisione e le stime a tre e più anni dopo la stima preliminare risultano essere maggiori di quelle tra la revisione e le stime preliminari ed un anno dopo le preliminari (P ed Y1), anche se non statisticamente significative.

#### 4.1.1.2 La varianza di stime successive dello stesso aggregato

La tabella presenta un confronto tra varianze relative a stime successive dei tassi di crescita del PIL destagionalizzato a prezzi costanti. Le intestazioni delle colonne indicano quali stime sono confrontate. Con Var(Earlier) si intende la varianza della stima più “vecchia” e con Var(Later) la varianza della stima più recente nella revisione considerata (intestazione di colonna). Ad esempio alla revisione Y1-P corrisponde la colonna Y1\_P con  $\text{Var(Earlier)} = \text{Var(P)}$  e  $\text{Var(Later)} = \text{Var(Y1)}$ .

**Tabella 4.2.: Varianza di stime successive dello stesso aggregato**

CONFRONTO TRA VARIANZE								
	Y1_P	Y2_P	Y3_P	L_P	Y2_Y1	Y3_Y2	L_Y3	Y3_Y1
campione	95.1- 05.1	95.1- 04.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1	95.1- 04.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1	95.1- 03.1
n	40	36	32	32	36	32	32	32
VAR(Later)	0,236	0,285	0,286	0,262	0,285	0,286	0,262	0,286
VAR(Earlier)	0,301	0,323	0,347	0,347	0,247	0,3	0,286	0,257
TEST F	0,784	0,885	0,825	0,756	1,155	0,954	0,916	1,112
crit F(0,975)	0,529	0,510	0,488	0,488	0,510	0,488	0,488	0,488
crit F(0,025)	1,891	1,961	2,049	2,049	1,961	2,049	2,049	2,049
varianze statisticamente diverse?	No							

Osservando i valori della tabella non è possibile individuare una tendenza omogenea.

Globalmente sembra essere evidente una diminuzione della varianza delle stime con il tempo. Ciò emerge piuttosto chiaramente dal confronto della varianza della stima preliminare con quelle degli anni successivi (a supporto dell'ipotesi *noise*). Confrontando invece varianze di stime successive emerge un andamento non univoco: dal passaggio dalla stima preliminare (P) a quella di un anno dopo (Y1) si riscontra una diminuzione della varianza, dalla stima un anno dopo (Y1) a quella due anni dopo (Y2) la varianza aumenta, segue poi una diminuzione dalla stima due anni dopo (Y2) a tre anni dopo (Y3) ed anche dalla stima tre anni dopo (Y3) e l'ultima stima considerata (L). Confrontando, poi, la varianza delle stime un anno dopo (Y1) e tre anni dopo la preliminare (Y3), questa aumenta con il tempo.

I risultati sembrano in accordo con quanto già riscontrato analizzando la correlazione delle revisioni con le relative stime precedenti e successive.

Per verificare se si tratti di aumenti o diminuzioni significative, ci si è avvalsi di un test F, sottoponendo a verifica l'ipotesi di uguaglianza delle varianze in oggetto contro l'ipotesi di diversità delle stesse (H1 bilaterale) ad un livello  $\alpha = 0,05$ .

Dal test è risultato che le varianze delle stime successive non sono statisticamente diverse tra loro e quindi non è possibile trarre conclusioni che supportino l'ipotesi *news* o *noise*.

#### **4.1.2 Analisi complessiva in 18 Paesi dell'OCSE**

La medesima analisi condotta per il caso italiano è stata applicata ai restanti 17 Paesi oggetto d'analisi. Qui di seguito vengono riassunti i risultati cruciali e vengono tratte delle conclusioni dal confronto dei 18 Paesi<sup>10</sup>.

Di seguito vengono presentati in una tabella i risultati dell'analisi della correlazione tra revisione e informazione passata e futura, assimilate rispettivamente a (i) stime disponibili al tempo del calcolo dell'ultima stima considerata nella revisione (informazione passata) e (ii) all'ultima stima calcolata e alle stime future (informazione futura). E' possibile leggere i risultati di un singolo Paese scorrendo la colonna relativa: esaminando la tabella riga per riga è possibile confrontare i risultati relativi ad una stessa revisione dei 18 Paesi oggetto d'analisi.

---

<sup>10</sup> I risultati in dettaglio sono disponibili presso l'autrice.

**Tabella 4.3: Risultati dell'analisi della correlazione tra revisione e informazione passata e futura nelle revisioni dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti in 18 Paesi dell'OCSE (1997.2-2002.4). Conclusioni in termini di ipotesi "news or noise"**

<b>RISULTATI DELL'ANALISI DELLA CORRELAZIONE TRA REVISIONE E INFORMAZIONE</b>																		
<b>Paesi</b>																		
<b>R</b>	<b>AUS</b>	<b>BEL</b>	<b>CAN</b>	<b>CHE</b>	<b>DEU</b>	<b>DNK</b>	<b>ESP</b>	<b>FIN</b>	<b>FRA</b>	<b>GBR</b>	<b>ITA</b>	<b>JPN</b>	<b>KOR</b>	<b>NLD</b>	<b>NOR</b>	<b>NZL</b>	<b>PRT</b>	<b>USA</b>
<b>Y1-P</b>	I	I	N	Nw	I	N	N	N	N	I	Nw	N	I	I	I	N	Nw	N
<b>Y2-P</b>	N	I	N	I	I	I	I	N	N	I	I	N	N	I	I	N	N	I
<b>Y3-P</b>	I	I	N	I	I	I	I	N	I	N	Nw	N	N	I	I	I	N	I
<b>L-P</b>	I	I	I	I	I	I	I	N	I	I	I	N	N	N	I	N	N	I
<b>Y2-Y1</b>	I	N	N	I	N	I	I	N	N	N	I	N	I	I	I	I	N	I
<b>Y3-Y2</b>	Nw	N	N		Nw	I	I	I	Nw	N	N	I	I	N	I	N	N	N
<b>L-Y3</b>	I	I		Nw	I	N	I	I	N	I	N	N	N	Nw	N	N	N	N
<b>Y3-Y1</b>	N	I	N	N	I	N	N	N	N	N	N	I	I	N	I	N	N	I

Legenda:

Nw: i dati tendono a supportare l'ipotesi *news*

N : i dati tendono a supportare l'ipotesi *noise*

: non vi è alcuna evidenza empirica a favore di una delle due ipotesi

I : vi è evidenza empirica a favore di entrambe le ipotesi

In parecchi casi l'analisi non consente di trarre risultati univoci. Va tuttavia tenuto presente che si tratta di un'analisi preliminare utile a fornire un'idea di base e un supporto ad una prima formulazione di ipotesi.

Da un'analisi a livello Paese i dati sembrano maggiormente supportare l'ipotesi *noise* per il Canada, la Finlandia, il Giappone, la Nuova Zelanda ed il Portogallo e, in misura minore per la Corea, la Francia ed il Regno Unito. Qualche evidenza a supporto dell'ipotesi *news* emerge per l'Italia, il Portogallo e la Svizzera con riferimento alla revisione tra la stima preliminare (P) e la stima pubblicata un anno dopo la stima preliminare (Y1), sempre per l'Italia, con riferimento alla revisione tra la stima preliminare e la stima pubblicata tre anni dopo (Y3), e per l'Australia, la Francia e la Germania riferendosi alla revisione tra le stime pubblicate tre e più anni dopo la stima preliminare (Y3 e L). Per i restanti Paesi la situazione non si delinea univocamente, in quanto non emerge con chiarezza un orientamento a favore dell'una o dell'altra ipotesi.

Per quanto riguarda l'analisi delle varianze di stime successive, questa non consente di trarre conclusioni poiché, come già riscontrato dall'analisi del caso italiano, le varianze della stima precedente (*Earlier*) e dell'ultima stima considerata (*Later*) della revisione in oggetto non risultano statisticamente significative.

## 4.2 Regressione “news or noise”

Per decidere se le stime dei tassi di crescita del PIL destagionalizzato a prezzi costanti dei Paesi analizzati sono previsioni razionali o misurazioni con errore del vero valore si è seguito l’approccio proposto da Mankiw *et al.* (1984), successivamente ripreso nell’analisi del Prodotto Nazionale Lordo da Mankiw e Shapiro (1986) e applicato, poi, da altri come Faust *et al.* (2005) per l’analisi del PIL nei Paesi del G7.

Si stimano due regressioni come segue:

$$(1) z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$$

$$(2) z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$$

dove:

- $z_t^{t+i}$  è la stima del tempo t pubblicata al tempo t+i,<sup>11</sup>
- $\beta_0$  e  $\beta_1$  sono i coefficienti del modello di regressione e
- $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  sono le componenti stocastiche di disturbo delle regressioni.

Sotto l’ipotesi *noise*,  $z_t^{t+i}$  è una misura incompleta del valore finale e così anche della stima del tempo t al periodo successivo  $z_t^{t+i+1}$ . Ciò implica che la revisione tra  $z_t^{t+i}$  e  $z_t^{t+i+1}$  sia correlata con  $z_t^{t+i}$ , ma non con  $z_t^{t+i+1}$  né con il valore finale. Si tratta quindi di un classico *errore di misura* nella variabile, ci si aspetta di trovare  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$  nella (1), ma non nella (2)

ovvero:

$$z_t^{t+i} = z_t^{t+i+1} + u_{1t}$$

$$z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$$

---

<sup>11</sup> I cambi di notazione rispondono ad un tentativo di mantenersi omogenei alla letteratura di riferimento

Sotto l'ipotesi *news*,  $z_t^{t+i}$  è una *previsione razionale* del valore finale, così anche della stima del tempo  $t$  al periodo successivo  $z_t^{t+i+1}$ . Ciò implica che la revisione tra  $z_t^{t+i}$  e  $z_t^{t+i+1}$  sia correlata con  $z_t^{t+i+1}$  e con il valore finale, ma non con  $z_t^{t+i}$ . Ci si aspetta, quindi, di trovare  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$  nella (2), ma non nella (1) ovvero:

$$z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$$

$$z_t^{t+i+1} = z_t^{t+i} + u_{2t}$$

Per comprendere se una visione *news* o *noise* meglio si adatti ai dati, si applica un test F con ipotesi nulla  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$  alle 2 regressioni (1) e (2). Se l'ipotesi nulla è rigettata per la (1), allora l'ipotesi *noise* non è valida. Se l'ipotesi nulla è rigettata per la (2), allora l'ipotesi *news* non è valida.

Tuttavia non sempre accade che l'ipotesi nulla sia accettata per un'equazione e rifiutata per l'altra, è quindi possibile in alcune situazioni concrete l'utente non sia in grado di scegliere tra l'ipotesi *noise* e l'ipotesi *news*.

In questo lavoro si è scelto di effettuare l'analisi “*news or noise*” stimando gli errori standard delle stime in modo robusto, mediante la procedura proposta da Newey e West (1987), ovvero ipotizzando eteroschedasticità e autocorrelazione di forma ignota.

Si è posto per definizione  $z_t^{t+1} = P$ ; seguono  $z_t^{t+2} = Y1$ ;  $z_t^{t+3} = Y2$ ;  $z_t^{t+4} = Y3$  e

$$z_t^{t+5} = L.$$

#### 4.2.1 L'Italia: analisi “*news or noise*”

Di seguito vengono presentati i risultati delle analisi mediante la regressione “*news or noise*” per i tassi di crescita del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti. Le regressioni alla base dell’analisi, come già precedentemente detto, sono:

$$(1) z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$$

$$(2) z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$$

L’ipotesi sottoposta a verifica con il test F è, come si è visto, che la costante della regressione sia zero e il coefficiente angolare sia pari a 1. I relativi livelli di probabilità assunta sono posti tra parentesi sotto al valore della statistica test.

Le analisi vengono condotte sull’intero campione e, in un secondo momento, ripartendo il campione in trimestri. Quest’ultima scelta verrà chiarita in seguito (si veda 4.2.1.1)

La tabella 4.4 riporta i valori delle statistiche F (e relativi p-value) per le regressioni (1) e (2) relative all’Italia nel campione (1995.1-2005.1).

**Tabella 4.4: Valori della statistica F (e relativi p-value) applicata alle regressioni sulle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti relativo all'Italia (1995.1-2005.1)**

i	$z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$	$z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$
1	<b>0,888</b> <b>(0,42)</b>	<b>1,024</b> <b>(0,369)</b>
2	<b>4,424</b> <b>(0,020)</b>	<b>0,533</b> <b>(0,591)</b>
3	<b>3,29</b> <b>(0,049)</b>	<b>2,146</b> <b>(0,135)</b>
4	<b>2,583</b> <b>(0,092)</b>	<b>1,995</b> <b>(0,154)</b>

LEGENDA

i	zt,t+i	zt,t+i+1	
1	P	Y1	= non è possibile trarre conclusioni univoche
2	Y1	Y2	=supporta l'ipotesi <i>noise</i>
3	Y2	Y3	=supporta l'ipotesi <i>news</i>
4	Y3	L	

**Legenda**

P: Prima stima pubblicata

L: Ultima stima pubblicata (almeno 3 anni dopo la prima)

Y1: Stima pubblicata 1 anno dopo la prima stima

Y2: Stima pubblicata 2 anni dopo la prima stima

Y3: Stima pubblicata 3 anni dopo la prima stima

Sebbene non sia possibile trarre una conclusione univoca, i dati relativi all'intero campione sembrano maggiormente supportare l'ipotesi *news*, ovvero che le stime dei tassi di crescita trimestrali del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti siano previsioni razionali. Ciò si verifica, in particolare, quando si considerano le stime ad un anno (Y1) e due anni dopo (Y2) ed a due (Y2) e tre anni dopo (Y3) la prima stima. In questi 2 casi su 4, infatti, l'ipotesi  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$  viene rifiutata ad un livello del 5% quando applicata alla (1) (si veda tabella 4.4, lato sinistro) e non rifiutata quando applicata alla (2) (lato destro della tabella 4.4). Dall'analisi delle stime preliminari (P) e un anno dopo (Y1) e delle stime tre anni dopo la prima stima (Y3) e dell'ultima stima considerata (L) non è possibile decidere tra le due ipotesi in quanto non si è in grado di rigettare entrambe le ipotesi.

#### 4.2.1.1 I risultati dell'analisi "news or noise" nel campione ripartito in trimestri

Sebbene le stime utilizzate siano relative al PIL destagionalizzato, si è condotta anche un'analisi ripartendo il campione in quattro sottocampioni, ciascuno relativo ad uno dei 4 trimestri (Q1 relativo al primo trimestre, Q2 relativo al secondo trimestre e Q3 e Q4 relativi al terzo e quarto trimestre rispettivamente). I primi a presentare questo approccio, qui riproposto, sono stati Liedo e Carstensen (2005), in quanto permette di controllare possibili effetti di disturbo legati alla stagionalità residua nei tassi di crescita. Per la ridotta dimensione del campione è stata eseguita prima l'analisi senza la ripartizione in sottocampioni.

Dalla tabella 4.5 Sono chiaramente visibili i risultati dell'analisi condotta ripartendo il campione in trimestri e sul campione completo nella colonna "TOT".

**Tabella 4.5: Valori della statistica F (e relativi p-value) applicata alle regressioni sulle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti relativo all'Italia (1995.1-2005.1)**

$z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$						$z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$				
i	Q1	Q2	Q3	Q4	TOT	Q1	Q2	Q3	Q4	TOT
1	1,909 (0,210)	4,348 (0,053)	2,508 (0,143)	1,171 (0,358)	0,888 (0,42)	0,838 (0,467)	8,707 (0,01)	15,617 (0,002)	1,557 (0,269)	1,024 (0,369)
2	0,695 (0,531)	2,851 (0,124)	1,420 (0,304)	5,223 (0,041)	4,424 (0,020)	2,582 (0,145)	0,963 (0,427)	4,451 (0,057)	2,470 (0,154)	0,533 (0,591)
3	4,829 (0,056)	0,308 (0,746)	15,685 (0,004)	0,356 (0,715)	3,29 (0,049)	3,95 (0,080)	2,215 (0,190)	1,315 (0,336)	0,563 (0,60)	2,146 (0,135)
4	0,607 (0,576)	0,202 (0,822)	5,553 (0,043)	3,394 (0,103)	2,583 (0,092)	4,663 (0,060)	2,035 (0,212)	2,148 (0,20)	1,437 (0,309)	1,995 (0,154)

LEGENDA			
i	z <sub>t,t+i</sub>	z <sub>t,t+i+1</sub>	
1	P	Y1	= non è possibile trarre conclusioni univoche
2	Y1	Y2	=supporta l'ipotesi noise
3	Y2	Y3	=supporta l'ipotesi news
4	Y3	L	

#### Legenda

P: Prima stima pubblicata

L: Ultima stima pubblicata (almeno 3 anni dopo la prima)

Y1: Stima pubblicata 1 anno dopo la prima stima

Y2: Stima pubblicata 2 anni dopo la prima stima

Y3: Stima pubblicata 3 anni dopo la prima stima

Esaminando i risultati ottenuti dall'analisi "news or noise", le situazioni in cui non è possibile trarre conclusioni sembrano prevalere, se si considera la ripartizione del campione in trimestri.

L'ipotesi nulla  $\beta_0 = 0$  e  $\beta_1 = 1$  è rigettata in 3 casi su 16 a livello 5% per il modello (1) (parte sinistra della tabella, relativa ai quattro trimestri). In questo caso viene rifiutata l'ipotesi che le stime dei tassi di crescita trimestrali del PIL a prezzi costanti destagionalizzato siano misurazioni con errore del vero valore. Nei rimanenti 13 casi questa ipotesi è consistente con i dati, fornendo evidenza necessaria, ma non sufficiente, a supporto della prevedibilità delle stime successive alla preliminare.

D'altra parte l'ipotesi nulla è rigettata in 2 casi su 16, quando riferita al modello (2) (parte destra della tabella, relativa ai quattro trimestri). In questi 2 casi l'ipotesi che le stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti siano previsioni razionali non è supportata dai dati. Nei rimanenti 14 casi questa ipotesi è consistente con i dati, fornendo evidenza necessaria, ma non sufficiente, a supporto dell'ipotesi di impossibilità di prevedere stime successive.

Va tuttavia sottolineato che in 11 casi sia l'ipotesi *noise* che l'ipotesi *news* non vengono rigettate e, pertanto, nella maggior parte dei casi, non è possibile concludere riguardo la prevedibilità delle stime.

In conclusione, dall'analisi condotta ripartendo il campione in trimestri, in 2 casi è possibile sostenere l'ipotesi di prevedibilità di stime successive, basandosi sull'informazione a disposizione al tempo della stima (il test induce a non rigettare l'ipotesi *noise* e rifiuta l'ipotesi *news*) e questi sono relativi al secondo e terzo trimestre per la stima preliminare (P) e la stima pubblicata un anno dopo la preliminare (Y1). In 3 casi si ottiene, invece, evidenza empirica di impossibilità di prevedere stime future (il test porta a rigettare l'ipotesi *noise* e non rifiutare l'ipotesi *news*). Questo si è verificato nel quarto trimestre, per le stime pubblicate uno e due anni dopo la prima stima (Y1 e Y2), e nel terzo trimestre, quando si considerano le stime pubblicate due e tre anni dopo la stima preliminare (Y2 e Y3) e le stime pubblicate tre e più anni dopo la stima preliminare (Y3 e L). Nei restanti 11 casi su 16 non è possibile trarre conclusioni univoche.

Bisogna ricordare che, mentre in un ottica di produzione delle stime l'interesse è rivolto all'intero processo, il confronto tra la stima preliminare (P) e le stime pubblicate un anno dopo la stima preliminare (Y1) è quello più significativo per l'utente. Infatti la consapevolezza che la prima stima sarà molto probabilmente corretta in maniera sostanziale nei successivi 12 mesi, porterà l'utente ad avere meno fiducia del dato preliminare. Viceversa se non vi è evidenza di distorsione tra P e Y1.

Da questi risultati emerge maggiore evidenza di distorsione tra P e Y1, cosa che invece non si verifica negli altri casi.

E' necessario, tuttavia, notare che mediante la ripartizione in trimestri dell'analisi, la numerosità dei sottocampioni è stata ulteriormente ridotta ed i test sono stati condotti quindi su sottocampioni molto piccoli (la numerosità varia da 8 a 11 a seconda del trimestre di riferimento, la cui numerosità varia da 36, quando sono coinvolte le stime Y3 e L, a 40 (44) unità, quando coinvolte le stime Y1 (e P)). Ciò implica una bassa potenza del test. Per questo si è deciso di considerare soprattutto i risultati applicati all'intero campione.

#### **4.2.1.2 Conclusioni relative al caso italiano**

Complessivamente, considerando i risultati relativi al campione completo (e quelli ottenuti dalla ripartizione in trimestri), si è ottenuta conferma di quanto già intuito in maniera informale, osservando le correlazioni tra le revisioni e le stime ad esse precedenti e successive (le varianze non hanno fornito indicazioni significative, poiché statisticamente non significativamente diverse tra loro).

Non è possibile trarre conclusioni univoche poiché, mentre da un confronto delle stime tra un e due anni dopo (Y1 e Y2) e tra due e tre anni dopo (Y2 e Y3) le prime stime i dati sembrano essere piuttosto consistenti con l'ipotesi *news* piuttosto che *noise*, confrontando le restanti stime successive i dati sembrano non fornire sufficiente supporto all'una o all'altra ipotesi<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Quando poi si analizzano le correlazioni tra le stime e la stima preliminare, queste sembrano maggiormente supportare l'ipotesi *noise* e non *news*.

L'analisi condotta a livello trimestrale supporta solo parzialmente i risultati ottenuti mediante l'analisi del campione completo (analisi relative a Q4 nel confronto tra stime uno e due anni dopo (Y1 e Y2) e analisi relative a Q3 nel confronto tra stime due e tre anni dopo la preliminare (Y2 e Y3)). A volte i risultati trimestrali sembrano suggerire un'ipotesi, quando l'analisi complessiva sembra incerta (l'ipotesi *noise* è supportata nelle analisi relative a Q2 e Q3 nel confronto tra preliminare (P) e stima un anno dopo (Y1) e l'ipotesi *news* è supportata nelle analisi relative a Q3 nel confronto tra la stima tre anni dopo la preliminare (Y3) e l'ultima stima considerata (L)). E' necessario, tuttavia, ricordare che l'analisi relativa ai trimestri si basa su una numerosità campionaria ristretta, implicando bassa potenza del test.

Concludendo l'analisi precedente, condotta mediante statistiche sintetiche, e le analisi su finestre temporali mobili sembrano fornire evidenza di stime preliminari piuttosto buone per l'Italia, perché in media nulle e di dimensioni relativamente contenute. Solo in alcuni casi il processo di revisione sembra presentare delle sistematicità, ma nel complesso sembra più consistente con l'ipotesi di razionalità dello stesso, in termini di impossibilità di prevedere stime future a partire dall'informazione disponibile.

#### **4.2.2 Analisi complessiva in 18 Paesi dell'OCSE**

L'analisi condotta sul caso italiano è stata riprodotta e adatta a ciascuno dei restanti Paesi oggetto di studio. Qui di seguito vengono presentati i risultati chiave dell'analisi, mediante una tabella che riassume le conclusioni a cui si è giunti nell'analisi, permettendo un confronto tra i 18 Paesi. La tabella sintetizza e permette un confronto tra i risultati ottenuti applicando l'analisi a campione complessivo (variabile tra i Paesi, si veda 1.3) e campione comune (1997.2-2002.4). E' possibile leggere i risultati di un singolo Paese scorrendo la colonna relativa, mentre, esaminando la tabella riga per riga è possibile confrontare i risultati relativi ad una stessa revisione dei 18 Paesi oggetto d'analisi. L'analisi completa ed i risultati dettagliati sono presentati in appendice.

**Tabella 4.5 : Risultati dell'analisi “news or noise” condotta su 18 Paesi dell’OCSE applicata a stime successive dei tassi di crescita trimestrale del PIL stagionalizzato a prezzi costanti (1997.2-2002.4)**

RISULTATI DELL’ANALISI “NEWS OR NOISE”																		
Paesi																		
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
i	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R
1		news		news*	news*	news*		*	*		news*		noise		news	*	news*	news
2		news	*	*		*	news*		*	*	*	noise	news		noise*			news*
3	news		*		news		news		news	*	*	noise			*	news	*	
4	news	noise		news		noise	news*	noise				noise	news		*			

Legenda:

**news**: i dati supportano l'ipotesi *news* (sia nel campione complessivo sia nel campione comune ai 18 Paesi);

**noise**: i dati supportano l'ipotesi *noise* (sia nel campione complessivo sia nel campione comune ai 18 Paesi);

**news**\*: i dati supportano l'ipotesi *news* solo nel campione comune (1997.2-2002.4);

**noise**\*: i dati supportano l'ipotesi *noise* solo nel campione comune (1997.2-2002.4);

**\***: dati supportano l'ipotesi *news* solo nel campione complessivo;

**\***: dati supportano l'ipotesi *noise* solo nel campione complessivo.

R: risultato dell'analisi "*news or noise*".

I risultati ottenuti, non solo, in genere, non contraddicono quanto già era emerso dall'analisi mediante correlazione tra revisione e informazione passata e futura, ma anche a volte permettono di decidere tra l'una o l'altra ipotesi in alcune situazioni incerte precedentemente<sup>13</sup>. Dall'analisi *news* e *noise* mediante regressione applicata alle stime successive nei 18 Paesi non emerge un andamento univoco né tra i Paesi né tra tipologie di revisione (ad eccezione forse di una maggiore evidenza empirica dell'ipotesi *news* per la revisione Y1-P). Tuttavia la Spagna sembra presentare un maggiore supporto empirico a favore dell'ipotesi *news*, mentre il Giappone, in una situazione opposta, *noise*.

---

<sup>13</sup> Nelle situazioni in cui può sembrare che ci sia una qualche contraddizione tra le due analisi, in realtà ciò non si verifica. In quanto, nei casi in cui sembra esserci questa contraddizione, i valori della correlazione che portano a supportare un'ipotesi diversa da quella suggerita dall'approccio "*news or noise*" sono bassi (non superiori a 0,2).

### 4.3 Analisi di efficienza

L'analisi "news or noise" è fondamentale per indagare la razionalità del processo di stima. Tuttavia, spesso, essa può non essere sufficiente a giungere a conclusioni univoche riguardo l'efficienza ed il carattere delle stime. Ulteriori indicazioni sulla razionalità del processo di stima possono essere ricavate tramite test di efficienza.

Se la revisione è correlata con la stima preliminare, come avviene nel caso *noise*, la stima preliminare sarà in grado di prevedere la revisione successiva:  $R_t = L_t - E_t$ , in cui  $R_t$  è la revisione al tempo  $t$ ,  $E_t$  è la stima preliminare o precedente a  $L_t$  e  $L_t$  è la stima successiva a  $E_t$ , la cui revisione apportata a  $E_t$  è oggetto d'analisi.

Per verificare se ciò sia supportato dai dati ci si avvale di un classico test di efficienza, che prevede di verificare l'ipotesi  $H_0 : a = b = 0$  nella regressione :

$$R_t = a + bE_t + err_1 \quad (3)$$

Se  $H_0$  non viene rifiutata, allora è possibile accettare l'ipotesi di efficienza (Mincer e Zarnowitz, 1969).

Nell'effettuare il test, oltre alla specificazione di base (3), si è provveduto a considerare anche una versione "estesa", che comprenda anche variabili *dummies* stagionali, per tener conto di eventuali fattori di disturbo stagionale<sup>14</sup>

Il coefficiente di determinazione corretto ( $\bar{R}^2$ ) della regressione è un indicatore del grado di prevedibilità della revisione, in quanto, può essere anche interpretato come la frazione di variabilità della variabile dipendente  $R_t$  spiegata dalla variabile indipendente  $E_t$ , ovvero dalla stima più "vecchia".

I risultati delle suddette analisi sono organizzati in tabelle e anticipate da rappresentazioni grafiche nelle sezioni seguenti.

---

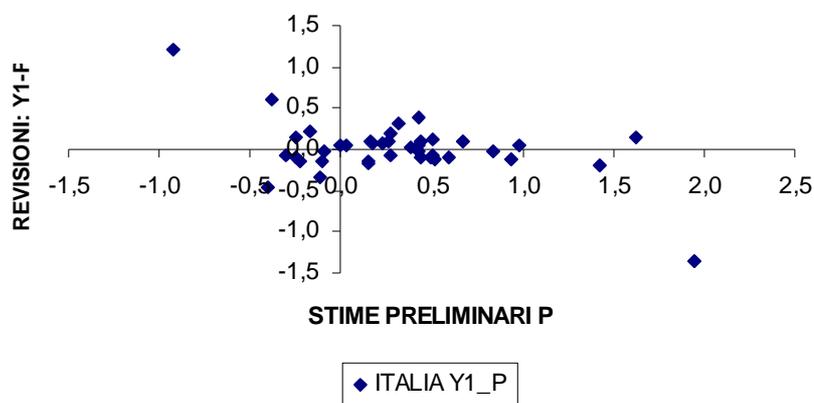
<sup>14</sup> Procedura simile è stata adottata, tra gli altri, anche da Mankiw e Shapiro (1984 e 1986) e da Faust *et al.* (2005), per l'analisi delle revisioni rispettivamente dello stock di moneta, del Prodotto Nazionale Lordo e del PIL.

### 4.3.1 L'Italia: analisi di efficienza

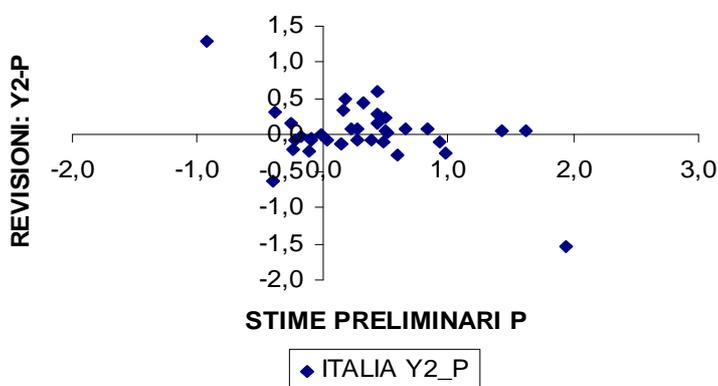
#### 4.3.1.1 Le rappresentazioni grafiche

Qui di seguito vengono presentati i diagrammi di dispersione che mettono in relazione stime precedentemente pubblicate e revisioni ad esse succedute. Si è scelto di commentarne i risultati che emergono, distinguendo tra il processo di revisione rispetto alla stima preliminare P ed il processo di revisione di stime successive.

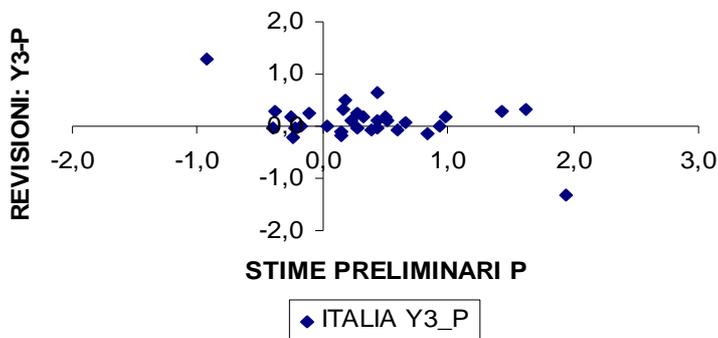
**Figura 4.1 : Diagramma di dispersione (P, Y1-P) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



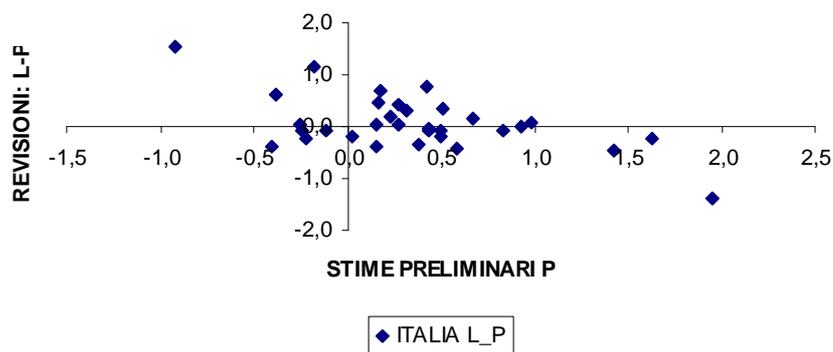
**Figura 4.2 : Diagramma di dispersione (P, Y2-P) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



**Figura 4.3 : Diagramma di dispersione (P, Y3-P) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**

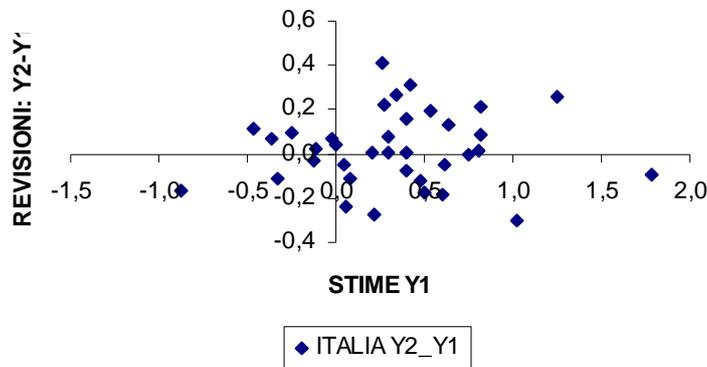


**Figura 4.4 : Diagramma di dispersione (P, L-P) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**

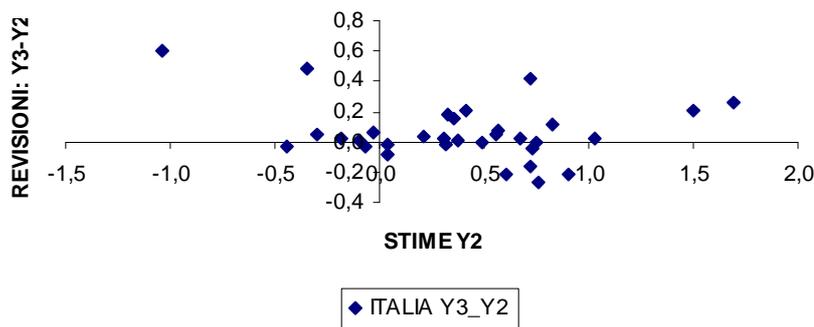


Osservando le rappresentazioni grafiche, sembra esserci evidenza di una relazione negativa tra la stima preliminare e le revisioni della stessa con stime uno, due, tre e più anni dopo la stima preliminare. Sembrerebbe emergere, infatti, un andamento lineare negativo. Ciò significa che alte stime preliminari sono riviste sistematicamente verso il basso, ma soprattutto che basse stime preliminari sono riviste sistematicamente verso l'alto, come emerge anche dall'esame delle statistiche condotte nel capitolo precedente (si veda 3.1, in particolare la statistica % Later > Earlier). Questa evidenza "informale" non supporta l'ipotesi di razionalità previsiva delle revisioni, ma piuttosto un'interpretazione *noise* del processo di revisione. (Il *noise* contribuisce ad aumentare la varianza della stima preliminare).

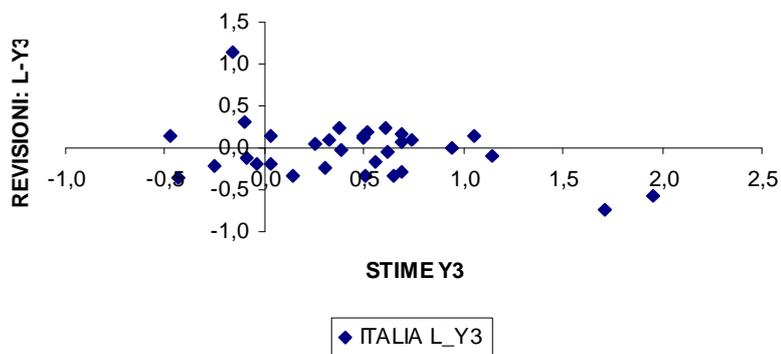
**Figura 4.5 : Diagramma di dispersione (Y1, Y2-Y1) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



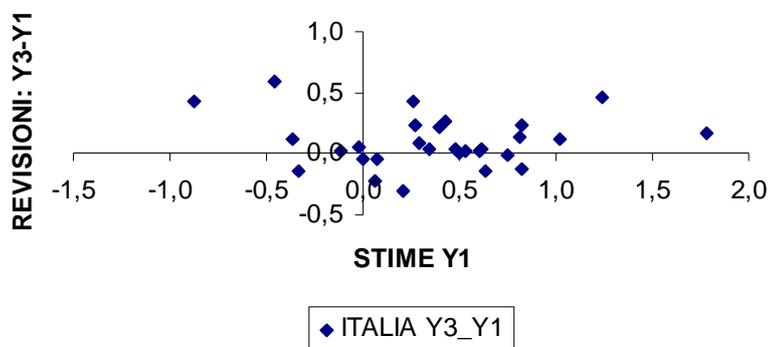
**Figura 4.6 : Diagramma di dispersione (Y2, Y3-Y2) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



**Figura 4.7 : Diagramma di dispersione (Y3, L-Y3) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



**Figura 4.8 : Diagramma di dispersione (Y3, Y3-Y1) dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (1995.1-2005.1)**



Dall'analisi grafica del processo di revisione di stime successive non emerge nessuna relazione sistematica tra stime e revisioni, in quanto le osservazioni sembrano disporsi casualmente attorno all'origine degli assi, tranne quando si osserva il diagramma di dispersione relativo alle stime pubblicate tre anni dopo la stima preliminare e le relative revisioni rispetto alle ultime stime (L).

Anche osservando il diagramma di dispersione relativo a stime pubblicate un anno dopo la stima preliminare (Y1) e revisioni a seguito delle stime pubblicate tre anni dopo la stima preliminare (Y3-Y1) non emergono andamenti sistematici.

#### **4.3.1.2. La regressione base di efficienza e i risultati relativi al caso italiano**

Si riprende ora quanto già anticipato all'inizio di questa sezione, entrando maggiormente nel dettaglio.

Una revisione è efficiente quando non è prevedibile, data l'informazione disponibile. Ciò significa che i coefficienti della regressione (3) devono essere congiuntamente nulli (si ricordi che revisioni a media nulla indicano stime preliminari non distorte).

La regressione in oggetto è quindi:

$$R_t = a + bE_t + err_1 \quad (3)$$

Dove  $R_t$ : revisione relativa al tempo t (ovvero Y1-P, Y2-P, Y3-P, L-P, Y2-Y1, Y3-Y2,

L-Y3, Y3-Y1);

$a, b$ : costanti stimate con i minimi quadrati ordinari con stime robuste degli errori standard;

$E_t$ : stima precedente relativa al tempo t ovvero

P per le revisioni Y1-P, Y2-P, Y3-P, L-P,

Y1 per Y2-Y1, Y3-Y1;

Y2 per Y3-Y2 e

Y3 per L-Y3;

Di seguito sono riportati i risultati delle stime dei coefficienti della regressione sopra descritta. Accanto alle stime dei coefficienti sono riportati i relativi p-value, il valore della statistica F e relativo p-value (per valutare la significatività congiunta di tutti i coefficienti inclusi nella regressione) e i valori di  $R^2$  ( $R^2$ ) e  $\overline{R^2}$  ( $R^2$  bar) per valutare il grado di prevedibilità della regressione.

Accettare l'ipotesi nulla alla base della statistica F ( $H_0$ : tutti i coefficienti della regressione sono nulli) significa accettare l'efficienza previsiva della revisione e la sua impossibilità di essere prevista mediante l'informazione disponibile al tempo della revisione.

L' $R^2$ , e in particolare l' $\overline{R^2}$ , che tiene conto del numero di regressori inclusi, indica il grado di prevedibilità della revisione, più elevato è l' $\overline{R^2}$ , maggiore è il grado di prevedibilità della revisione in base alle variabili esplicative poste nella regressione, come già spiegato in precedenza.

**Tabella 4.6: Risultati della regressione base di efficienza applicata alle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (revisioni rispetto alla stima preliminare P)**

REGRESSIONE BASE				
R	Y1-P	Y2-P	Y3-P	L-P
costante	0,099	0,128	0,201	0,246
p-value	(0,212)	(0,154)	(0,038)	(0,036)
$E_t$	-0,302	-0,315	-0,297	-0,51
p-value	(0,162)	(0,163)	(0,188)	(0,011)
F	11,69	8,121	8,002	15,13
p-value	(0,002)	(0,007)	(0,008)	(0,0005)
R <sup>2</sup>	0,24	0,193	0,211	0,335
R <sup>2</sup> bar	0,22	0,169	0,184	0,313

**Tabella 4.7: Risultati della regressione base di efficienza applicata alle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (revisioni di stime successive)**

REGRESSIONE BASE				
R	Y2-Y1	Y3-Y2	L-Y3	Y3-Y1
costante	0,014	0,091	0,071	0,092
p-value	(0,646)	(0,079)	(0,412)	(0,131)
$E_t$	0,022	-0,081	-0,224	-0,02
p-value	(0,627)	(0,383)	(0,09)	(0,824)
F	0,156	1,791	4,794	0,081
p-value	(0,696)	(0,191)	(0,036)	(0,778)
R <sup>2</sup>	0,005	0,056	0,138	0,003
R <sup>2</sup> bar	-0,02	0,025	0,109	-0,031

Se il processo di revisione incorporasse solo *news*, non dovrebbe esserci relazione sistematica tra la stima preliminare annunciata e la revisione che la segue.

I risultati ottenuti sia dall'analisi dei diagrammi di dispersione che mediante il classico test di efficienza, in genere, confermano quanto già evidenziato dall'analisi (sulla varianza delle stime successive), sulla correlazione tra revisione e stime precedenti e successive al momento della stima e dalle regressioni "*news or noise*".

Emerge un rifiuto della razionalità previsiva ad un livello del 5% (i valori del p-value relativo alla statistica F sono inferiori allo 0.05), con gradi di prevedibilità tra il 17% e il

31% (l'  $\overline{R^2}$  varia tra 0.169 e 0.313), bassi se inseriti in altri contesti, ma relativamente alti se confrontati con l'ipotesi nulla che le stime preliminari non abbiano capacità previsiva rispetto alle revisioni. I coefficienti, in particolare quelli relativi alla stima preliminare negativi, confermano le ipotesi già formulate nell'analisi grafica<sup>15</sup>. Le precedenti analisi condotte sono in accordo con quanto qui riscontrato e l'incertezza emersa dall'analisi "news or noise" mediante regressione su Y1-P, qui sembra rifiutare l'ipotesi di efficienza e supportare l'ipotesi noise, come già era emerso dall'analisi della correlazione tra revisione e informazione passata e futura

Considerando invece revisioni relative a stime successive alla preliminare emergono evidenze a favore dell'ipotesi news (ad esclusione del caso L\_Y3), come già precedentemente dedotto dalla visione di correlazioni relative a queste stime,(varianze) e regressione "news or noise". Anche l'analisi grafica consente di osservare una disposizione casuale attorno all'origine degli assi cartesiani.

Dall'analisi mediante test di efficienza i coefficienti risultano essere congiuntamente non significativi (il p-value relativo ad F risulta sempre essere maggiore del livello di significatività adottato:  $\alpha = 0.05$ ) e la capacità previsiva non supera il 3% (l'  $\overline{R^2}$  non è mai superiore allo 0.025 e in alcuni casi è negativo, indice di scarso adattamento del modello ai dati) ovvero è praticamente nulla ad esclusione del caso L\_Y3, nel quale si rifiuta l'ipotesi di efficienza previsiva, con un grado di prevedibilità di 11% circa).

#### **4.3.1.3 La regressione con *dummies* stagionali relativa all'efficienza e i risultati relativi al caso italiano**

Come già anticipato alla regressione base, tra le variabili esplicative, sono state aggiunte delle *dummies* stagionali, poiché, sebbene si considerino le stime dei tassi di crescita del PIL destagionalizzato, le revisioni potrebbero essere stagionali.

Qui di seguito viene presentata la procedura adottata ed i risultati ottenuti, dopo averla applicata al campione in esame.

---

<sup>15</sup> Sebbene i coefficienti di  $E_t$  risultino statisticamente non diversi da zero, dall'analisi mediante test F emerge la significatività congiunta della costante e di tali coefficienti.

La regressione risulta quindi essere :

$$R_t = a + bE_t + cS_1 + dS_2 + eS_3 + err_2 \quad (4)$$

La notazione è la medesima adottata per la regressione (3), ma è necessario precisare che:

$a, b, c, d, e$  : coefficienti della regressione stimati con i minimi quadrati ordinari  
con stime robuste degli errori standard;

$S_i$  : dummy stagionale con  $i = 1, 2, 3$  che assume valore: 1 in corrispondenza del  
trimestre  $i$   
0 altrimenti;

Seguono i risultati delle stime dei coefficienti della regressione sopra descritta, i relativi p-value, il valore della statistica F e relativo p-value (per valutare la significatività congiunta di tutti i coefficienti inclusi nella regressione ovvero l'efficienza del processo di stima) e i valori di  $R^2$  ( $R^{\wedge}2$ ) e  $\overline{R^2}$  ( $R^{\wedge}2$  bar) per valutare il grado di prevedibilità della regressione, come già in precedenza chiarito.

**Tabella 4.8: Risultati della regressione con dummies stagionali di efficienza applicata alle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (revisioni rispetto alla stima preliminare P)**

REGRESSIONE CON DUMMIES STAGIONALI				
R	Y1-P	Y2-P	Y3-P	L-P
costante	0,154	0,259	0,272	0,299
p-value	(0,181)	(0,092)	(0,123)	(0,166)
$E_t$	-0,248	-0,242	-0,239	-0,465
p-value	(0,235)	(0,263)	(0,28)	(0,022)
S1	-0,099	-0,16	-0,018	0,064
p-value	(0,353)	(0,297)	(0,911)	(0,807)
S2	-0,008	-0,161	-0,077	-0,095
p-value	(0,954)	(0,391)	(0,639)	(0,688)
S3	-0,18	-0,161	-0,268	-0,244
p-value	(0,088)	(0,391)	(0,149)	(0,238)
F	3,3	2,583	2,628	4,186
p-value	(0,021)	(0,056)	(0,056)	(0,009)
R <sup>2</sup>	0,274	0,25	0,28	0,383
R <sup>2</sup> bar	0,191	0,153	0,174	0,291

**Tabella 4.9: Risultati della regressione con dummies stagionali di efficienza applicata alle stime dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti (revisioni di stime successive)**

REGRESSIONE CON DUMMIES STAGIONALI				
R	Y2-Y1	Y3-Y2	L-Y3	Y3-Y1
costante	0,065	0,009	0,089	0,072
p-value	(0,258)	(0,828)	(0,363)	(0,349)
$E_t$	0,031	-0,091	-0,23	-0,025
p-value	(0,47)	(0,346)	(0,123)	(0,798)
S1	-0,017	0,168	0,057	0,126
p-value	(0,86)	(0,033)	(0,814)	(0,275)
S2	-0,118	0,095	-0,047	-0,035
p-value	(0,132)	(0,317)	(0,703)	(0,737)
S3	-0,077	0,087	-0,071	-0,006
p-value	(0,214)	(0,151)	(0,504)	(0,947)
F	0,733	1,26	1,3	0,742
p-value	(0,576)	(0,31)	(0,3)	(0,572)
R <sup>2</sup>	0,086	0,157	0,16	0,099
R <sup>2</sup> bar	-0,031	0,033	0,036	-0,034

Se il processo di revisione incorporasse solo *news*, non dovrebbe esserci relazione sistematica tra la stima provvisoria annunciata e la revisione che la segue.

Considerando ora la regressione che include anche le variabili stagionali, rimane una certa corrispondenza con quanto già evidenziato mediante l'analisi della regressione base, ma le evidenze a favore dell'efficienza aumentano e le regressioni relative alle revisioni Y2-P e Y3-P su P (stima preliminare) e dummies stagionali tendono a non rifiutare l'ipotesi di efficienza, anche se ad un livello (0,056) di poco superiore al livello di significatività adottato, con grado di prevedibilità rispettivamente del 15% e 17% circa. (In generale i gradi di prevedibilità risultano essere inferiori a quelli riscontrati nella regressione base). Il segno dei coefficienti stimati è rimasto invariato in ogni regressione corrispondente e quindi valgono le considerazioni relative di cui sopra.

I coefficienti delle variabili dummies tendono ad assumere segno negativo quando le revisioni coinvolgono le stime preliminari, ciò invece non prevale considerando le restanti revisioni<sup>16</sup>.

Questi due gruppi di revisioni si distinguono, inoltre, anche per il peso sulla capacità esplicativa della stima preliminare: questa supera quella delle variabili dummies nel primo gruppo (tranne per la regressione relativa a Y3-P), ma ciò non sempre si verifica nel secondo caso, come ci si aspetta dalle conclusioni precedentemente tratte. E' necessario tuttavia ricordare che individualmente e congiuntamente tutte queste quantità non risultano essere statisticamente diverse da zero e sembra esserci maggiore evidenza di efficienza.

---

<sup>16</sup> Sebbene il p-value relativo al singolo coefficiente indicherebbe una non significatività, il p-value relativo alla statistica F indica una significatività congiunta di tutti i coefficienti (ad esclusione di Y1\_P e L\_P)

#### 4.3.1.4 Conclusioni relative al caso italiano

Le analisi di efficienza previsiva qui condotte confermano e a volte sciolgono “nodi” relativi a risultati incerti riscontrati in analisi condotte precedentemente.

In sostanza, il comportamento delle stime e delle relative revisioni dei tassi di crescita trimestrale del PIL italiano destagionalizzato a prezzi costanti che emerge dall’analisi non risulta univoco. Il comportamento risulta essere principalmente di tipo *noise* (la stima preliminare è misura con errore del valore “finale”) e si tende a rifiutare l’ipotesi di efficienza quando si esaminano le revisioni che coinvolgono stime preliminari (P). Ciò permette di trarre conclusioni utili per gli utilizzatori delle stime. Infatti, come già anticipato, il confronto tra P e Y1 è quello che risulta essere più significativo per questi. Mentre dall’analisi “news or noise” non appariva chiaro se i dati, relativi a queste stime, supportassero l’ipotesi news o l’ipotesi noise, da questa analisi emerge che tra P e Y1 vi è distorsione. La tendenza è opposta se si considerano le restanti revisioni (Y2-Y1; Y3-Y2; Y3-Y1): l’evidenza empirica sembra supportare maggiormente ipotesi di efficienza (ipotesi *news*). Non sembra possibile trarre una conclusione univoca per L-Y3.

#### 4.3.2 Analisi complessiva in 18 Paesi dell’OCSE

Le medesime analisi condotte per il caso italiano sono state estese ed adattate anche ai restanti Paesi oggetto di studio. Di seguito vengono riportati e riassunti in una tabella i risultati più significativi emersi. Vengono qui presentati i risultati dell’analisi di efficienza previsiva dei 18 Paesi per le revisioni Y2-P, Y3-P e L-Y3. Sono stati selezionati e qui presentati i risultati relativi a queste revisioni poiché, d’accordo con Faust *et al.* (2005) è ragionevole assumere che le revisioni date da Y2-P rappresentano revisioni *short term*, Y3-P rappresentano revisioni *long term*, mentre L-Y3 è una revisione di stime successive che tiene in considerazione anche il processo occasionale o straordinario di revisione. I risultati relativi alle tipologie di revisione scelte consentono, così, uno sguardo alle diverse categorie di revisione (*short term*, *long term*, correnti e occasionali o straordinarie) ed un paragone con i risultati della letteratura precedente sull’argomento. L’analisi dettagliata relativa è presentata in appendice<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> L’analisi estesa è disponibile presso l’autrice, qui non presentata per ragioni di spazio.

Nelle tabelle i 18 Paesi sono disposti in ascissa, mentre in ordinata sono presentati i relativi p-value (P-value), conclusioni relative all'analisi di efficienza (E?) ovvero risposte alla domanda "i risultati supportano l'ipotesi di efficienza?" (Sì/ NO) ed  $\overline{R^2}$  ( $\overline{R^2}$  bar), solo se superiore a 0,13 per quanto riguarda la regressione base, e a 0,26 per quanto riguarda la regressione con dummies stagionali. La scelta di tali valori soglia per  $\overline{R^2}$  è dettata da un criterio di opportunità. Non essendo, infatti, presente nella letteratura indicazione a riguardo, si è seguito l'approccio di Garratt e Vahey (2006)<sup>18</sup>.

---

<sup>18</sup> Questi autori, riscontrando l'assenza di indicazioni quantitative precise nella letteratura arrivano a definire "substantial" una revisione superiore di 0,3 punti percentuali, sulla base delle analisi condotte sul processo di stima di dati real time nel Regno Unito.

**Tabella 4.10: Risultati riassuntivi dell'analisi di efficienza (regressione base) dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti relativi a 18 Paesi dell'OCSE: p-value della regressione, conclusioni e  $R^2$  bar (1997.2-2002.4)**

<b>Y2-P</b>	<b>P-value</b>	<b>E?</b>	<b>R ^2 bar</b>	<b>Y3-P</b>	<b>P-value</b>	<b>E?</b>	<b>R^2 bar</b>	<b>L-Y3</b>	<b>P-value</b>	<b>E?</b>	<b>R ^2 bar</b>
AUS	0.203	Si		AUS	0.389	Si		AUS	0.695	Si	
BEL	0.057	Si		BEL	0.078	Si		BEL	0.006	NO	0.278
CAN	0.423	Si		CAN	0.586	Si		CAN	0.944	Si	
CHE	0.457	Si		CHE	0.248	Si		CHE	0.388	Si	
DEU	0.659	Si		DEU	0.993	Si		DEU	0.206	Si	
DNK	0.072	Si		DNK	0.018	NO	0.238	DNK	0.044	NO	0.14
ESP	0.403	Si		ESP	0.422	Si		ESP	0.118	Si	
FIN	0.048	NO	0,134	FIN	0.017	NO	0,243	FIN	0.001	NO	0,377
FRA	0.522	Si		FRA	0.267	Si		FRA	0.25	Si	
GBR	0.017	NO	0,206	GBR	0.04	NO	0,147	GBR	0.023	NO	0,186
ITA	0.959	Si		ITA	0.54	Si		ITA	0.249	Si	
JPN	0.041	NO	0,146	JPN	0.004	NO	0,308	JPN	0	NO	0,41
KOR	0.176	Si		KOR	0.107	Si		KOR	0.666	Si	
NLD	0.002	NO	0,349	NLD	0.002	NO	0,33	NLD	0.651	Si	
NOR	0.481	Si		NOR	0.289	Si		NOR	0.286	Si	
NZL	0.186	Si		NZL	0.199	Si		NZL	0.27	Si	
PRT	0.034	NO	0,158	PRT	0.002	NO	0,336	PRT	0.524	Si	
USA	0.669	Si		USA	0.529	Si		USA	0.407	Si	

**Tabella 4.11: Risultati riassuntivi dell'analisi di efficienza (regressione con dummies stagionali) dei tassi di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti relativi a 18 Paesi dell'OCSE: p-value della regressione, conclusioni e  $R^2$  bar (1997.2-2002.4)**

<i>Y2-P</i>	<i>P-value</i>	<i>E?</i>	<i>R ^2 bar</i>	<i>Y3-P</i>	<i>P-value</i>	<i>E?</i>	<i>R ^2 bar</i>	<i>L-Y3</i>	<i>P-value</i>	<i>E?</i>	<i>R ^2 bar</i>
AUS	0.07	Si		AUS	0.014	Si		AUS	0.413	Si	
BEL	0.209	Si		BEL	0.349	Si		BEL	0.023	NO	0.33
CAN	0.064	Si		CAN	0.132	Si		CAN	0.314	Si	
CHE	0.478	Si		CHE	0.56	Si		CHE	0.272	Si	
DEU	0.14	Si		DEU	0.229	Si		DEU	0.067	Si	
DNK	0.059	Si		DNK	0.079	Si		DNK	0.171	Si	
ESP	0.748	Si		ESP	0.308	Si		ESP	0.329	Si	
FIN	0.032	NO	0,30	FIN	0.005	NO	0,446	FIN	0.011	NO	0,388
FRA	0.04	NO	0,28	FRA	0.077	Si		FRA	0.047	NO	0,264
GBR	0.179	Si		GBR	0.323	Si		GBR	0.026	NO	0,318
ITA	0.572	Si		ITA	0.8	Si		ITA	0.789	Si	
JPN	0.192	Si		JPN	0.03	NO	0,307	JPN	0,014	NO	0,369
KOR	0.683	Si		KOR	0.646	Si		KOR	0.877	Si	
NLD	0.015	NO	0,363	NLD	0.038	NO	0,284	NLD	0.397	Si	
NOR	0.944	Si		NOR	0.7	Si		NOR	0.264	Si	
NZL	0.11	Si		NZL	0.156	Si		NZL	0.655	Si	
PRT	0.341	Si		PRT	0.002	NO	0,493	PRT	0.513	Si	
USA	0.541	Si		USA	0.346	Si		USA	0.01	NO	0,395

Dall'analisi emerge come i dati sembrano supportare l'ipotesi di efficienza per Australia, Belgio, Canada, Corea, Germania, Italia, Norvegia, Nuova Zelanda, Spagna, Svizzera e USA in entrambe le tipologie di regressioni (ad eccezione di USA, nel quale i dati tendono a rifiutare l'ipotesi di efficienza analizzando L-Y3, nella regressione che include le *dummies* stagionali, e Belgio che presenta lo stesso risultato in entrambe le tipologie di regressione). Includendo nella regressione le variabili *dummies* stagionali, l'efficienza ottiene maggiore supporto empirico in Danimarca, Portogallo e Regno Unito (nel caso della Danimarca ogni evidenza contro tale ipotesi scompare). Una situazione opposta si presenta per Finlandia e Francia, che invece presentano maggiore evidenza di prevedibilità nella seconda tipologia di regressione. Giappone e Paesi Bassi presentano revisioni piuttosto prevedibili. Ciò è confermato anche dai valori assunti da  $R^2$  bar nei Paesi che presentano evidenza di prevedibilità delle revisioni. Il grado di prevedibilità delle revisioni analizzate, in questi Paesi è, come ci si attendeva, nettamente superiore a quello risultante dall'analisi condotta nei Paesi in cui vi è evidenza di efficienza.

I risultati dell'analisi di efficienza sono in accordo con, o in ogni caso non giungono mai a contraddire, i precedenti risultati ottenuti dall'analisi delle statistiche, correlazione tra revisione e l'informazione passata e futura, analisi *moving* e *growing windows* e analisi "news or noise".

#### **4.4 Conclusioni**

In questo capitolo si sono condotte analisi statistiche sulle revisioni del tasso di crescita trimestrale del PIL destagionalizzato a prezzi costanti per 18 Paesi dell'OCSE, affrontando aspetti metodologici e conducendo analisi empiriche su tutti i Paesi oggetto d'analisi. I risultati sono stati presentati in dettaglio per Italia e si è fornito, poi, un confronto critico tra i 18 Paesi. L'obiettivo è quello di indagare la razionalità del processo di stima nei vari Paesi, tramite lo strumento delle revisioni.

Dal confronto tra i 18 Paesi emerge un quadro eterogeneo.

Indicatori di bontà delle stime preliminari sono, per esempio, revisioni medie, revisioni medie assolute, errore quadratico medio delle revisioni e test sulla significatività della revisione media. Questi consentono di capire se le stime preliminari sono non distorte, la loro entità e significatività della distorsione, che potrebbe essere sistematica. Germania, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Spagna e Stati Uniti presentano revisioni piuttosto basse, mentre Belgio, Danimarca e Finlandia si collocano in una situazione intermedia. Norvegia, Nuova Zelanda e Portogallo invece presentano revisioni piuttosto larghe, mentre Giappone e Corea presentano i valori più elevati. Vi è una generale tendenza ad una diminuzione della revisione media nelle stime successive per 11 Paesi su 18: Australia, Belgio, Canada, Corea, Danimarca, Finlandia, Italia, Paesi Bassi, Regno Unito, Svizzera e USA. Una situazione opposta si registra per la Spagna. Per i restanti Paesi la situazione sembra ambigua, eccetto per la Francia che mostra stabilità.

La significatività della revisione media, e quindi la valutazione della sistematicità del processo di stima, è sensibile alla finestra temporale scelta per condurre l'analisi. Per risolvere questo problema sono state condotte analisi e applicate statistiche sintetiche a finestre temporali mobili di ampiezza fissata e crescente. Dall'analisi mediante *moving* e *growing windows* emerge una generale tendenza della revisione media a stabilizzarsi nel tempo. Canada, Nuova Zelanda, Regno Unito e Spagna presentano revisioni significative in entrambe le analisi, mentre Danimarca, Francia, Germania, Italia, Norvegia e USA presentano revisioni medie significative meno frequentemente.

Un primo indizio sull'efficienza delle stime e sulla prevedibilità delle stime future sulla base dell'informazione disponibile al tempo della stima è dato dall'analisi delle correlazioni tra revisione e informazione passata e futura. Se infatti le stime fossero prevedibili, le revisioni correlerebbero con l'informazione passata e non futura (assimilabili rispettivamente alle stime passate e a quelle future). Viceversa se le stime future non fossero prevedibili, in base all'informazione disponibile al tempo della stima, queste correlerebbero con l'informazione (stime) futura e non con quella passata. Dalle analisi su correlazione della revisione con informazione passata e futura e analisi "*news* or *noise*" non emergono andamenti univoci tra i Paesi relativi alle stesse tipologie di revisione o all'interno dello stesso Paese, ad eccezione di Spagna, che presenta evidenza empirica a favore dell'ipotesi *news*, e Giappone, in una situazione opposta, per il quale l'evidenza empirica supporta l'ipotesi *noise*.

Un altro indizio è l'andamento delle varianze in stime successive. Se le stime sono misure con errore del valore che si vuole stimare, per effetto della ricerca continua di diminuire l'errore di misura, le varianze di stime successive diminuiranno. Invece, se le stime sono previsioni razionali del valore obiettivo, per effetto di crescente informazione che si incorpora, le varianze di stime successive saranno crescenti. Essendo l'analisi delle correlazioni e delle varianze strumenti preliminari, mentre l'analisi "*news or noise*" spesso non consente di trarre conclusioni univoche, si ricorre anche all'analisi di efficienza delle stime mediante l'uso di regressioni di stima preliminare (e *dummies* stagionali..) sulla revisione. L'analisi di efficienza previsiva supporta le conclusioni precedentemente tratte e, condotta ad un livello di revisioni selezionato, mostra come i dati tendano supportare maggiormente l'ipotesi di efficienza per Australia, Belgio, Canada, Corea, Germania, Italia, Norvegia, Nuova Zelanda, Spagna, Svizzera e USA e in misura minore per Regno Unito e Portogallo. I restanti Paesi presentano revisioni piuttosto prevedibili ed in particolare Giappone e Paesi Bassi.



## **5. CARATTERISTICHE DINAMICHE DELLE REVISIONI: TECNICHE DI ANALISI E PROSPETTIVE FUTURE**

Per fornire un quadro allargato delle possibili analisi del processo di revisione, in questo capitolo si dà rapidamente conto di tecniche econometriche di recente applicate all'analisi del processo di revisione da parte di alcuni studiosi, che non hanno ancora trovato applicazione da parte dei principali enti produttori di statistiche ufficiali. Ciò consente di inserire l'analisi attuata in una visione di più ampio respiro, che estende le potenzialità di studio della razionalità del processo di revisione.

### **5.1 Razionalità del processo di revisione: correttezza ed efficienza**

In questo primo sottocapitolo si intende riproporre, in un'ottica differente, quanto già discusso in maniera più approfondita nei precedenti capitoli. Ciò permette non solo di chiarire ulteriormente concetti precedentemente esposti, ma anche di introdurre prospettive future, trattate nei sottocapitoli successivi.

Se si assume che le stime pubblicate ad una certa data (vintage) siano assimilabili a previsioni della variabile di interesse, la razionalità del processo di revisione richiede:

- **Correttezza:** Le stime preliminari siano non distorte,
- **Incorrelazione:** Le revisioni devono essere serialmente non correlate (errori passati non influenzano errori futuri, in altri termini revisioni passate non influenzano revisioni future),
- **Efficienza:** Stime preliminari efficienti si avvalgono di tutta l'informazione (determinante) disponibile al tempo della stima.

Stime razionali dovrebbero utilizzare l'informazione nota al tempo della stima in maniera consistente. Ciò significa che si è nell'impossibilità di prevedere il modo in cui le stime saranno riviste. In caso, quindi, di stime preliminari razionali, queste sono riviste solamente alla luce di nuova informazione disponibile. L'implicazione pratica che ne consegue è che stime preliminari non razionali devono essere migliorate servendosi di tutta l'informazione pubblicamente disponibile e, apparentemente, non nota ai produttori di dati.

Le pratiche utilizzate per verificare la razionalità del processo di revisione sono qui di seguito riassunte:

- Correttezza: Si regredisce l'equazione

$$y_t^f = \alpha + \beta y_t^v + u_t^v \quad t=1, \dots, n \quad 1 \leq v < f \quad (5)$$

dove :

$y_t^v$  : stima relativa al periodo t effettuata al tempo v

$y_t^f$  : ultima stima considerata relativa al periodo t <sup>19</sup>

quindi, seguendo Holden e Peel (1985) e Rich (1989), si testa l'ipotesi congiunta:

$$H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$$

Tuttavia, poiché una previsione non distorta può essere correlata con il proprio errore,

$\beta = 1$  può non essere verificata.<sup>20</sup>

---

<sup>19</sup> I cambi di notazione sono legati ad una tendenza all'omogeneità con la letteratura di riferimento

<sup>20</sup> Per loro natura i vintage più remoti possono essere considerati previsioni, con orizzonte di lunghezza pari alla differenza temporale tra il momento in cui viene effettuata l'ultima stima e il momento in cui essi sono realizzati, che possono indurre disturbi di tipo MA nell'equazione (4.1.1). Per risolvere questo

Holden e Peel (1990) hanno proposto un test diretto di non distorsione:

$$y_t^f - y_t^v = \mu + u_t^v \quad \text{testando } H_0: \mu = 0$$

Mediante un test  $t_{n-1}$  con n numero di osservazioni campionarie.

Tuttavia i due test citati possono presentare risultati contrastanti e, ad esempio, in caso di non rifiuto dell'ipotesi nulla nel secondo, ma di rifiuto dell'ipotesi congiunta del primo, Holden e Peel (1990) suggeriscono che si tratti di una stima non distorta ma inefficiente.

- Incorrelazione: Le revisioni non devono correlare con periodi remoti. Per verificare ciò ci si può avvalere del test Ljung-Box applicato ai residui dell'equazione (5)

$$LB = \tau(\tau + 2) \sum_{j=1}^{\tau} (\tau - j)^{-1} \hat{\rho}_j^2$$

con:

- $\tau = f - v$  dove f è il periodo in cui viene stimata l'ultima stima e v quello in cui viene stimata la precedente considerata,
- $\hat{\rho}_j$  = autocorrelazione stimata
- $n-v-2$  = numero di gradi di libertà del test (al massimo  $(n-v) = 3$ )

Tuttavia se vintage remoti possono essere considerati previsioni multiperiodali del valore finale, la revisione, che coincide con l'errore di previsione, può essere generata da un processo MA( $\tau - 1$ ) (Brown e Maital, 1981)

- Efficienza: La non correlazione è una condizione debole di efficienza, sufficiente, ma non necessaria, di correttezza. Una condizione più stringente è che la differenza  $y_t^f - y_t^v$  sia non prevedibile in base all'informazione disponibile su valori passati, presenti e futuri al tempo t.

---

problema sono state proposte due strategie: Hansen e Hodrick (1980), Brown e Maital, (1981) e Holden e Peel (1990) propongono di procedere a due stadi, stimando l'equazione mediante OLS e quindi applicare stime FGLS usando la matrice di covarianza calcolata con le stime OLS dei residui. Pesaran (1987) e Patterson (1992) propongono una stima simultanea dei coefficienti di regressione e parametro di disturbo.

In altre parole, va considerata la regressione:

$$y_t^f - y_t^v = \beta_0 + \beta_1(y_{t-1}^f - y_{t-1}^v) + u_t$$

e verificata l'ipotesi congiunta  $H_0: \beta_0 = \beta_1 = 0$  (Mc Nees, 1978; Figlewski e Wachtel, 1981)

Si tratta di efficienza in senso forte o stretto:

$$E(y_t^f / y_t^v, x_t) = E(y_t^f / y_t^v)$$

dove  $x_t$  è il vettore dell'informazione disponibile al tempo  $t$ ,

ovvero della condizione di ortogonalità che si verifica mediante  $H_0: f = 0$  in:

$$y_t^f - y_t^v = \mu + x_t' f + \varepsilon_t$$

L'idea di fondo è che stime preliminari efficienti utilizzano tutta l'informazione (determinante) disponibile (anche gli errori (revisioni) passati noti). In genere però le stime preliminari e quelle successive sono correlate. A priori ci si attende, quindi, che le stime preliminari non siano efficienti rispetto ad errori passati. In ogni caso la presenza di correlazione nelle revisioni non è totalmente inconsistente con la razionalità, infatti, a causa della sovrapposizione di periodi di riferimento delle stime, sarebbe condizione troppo stringente che i produttori di dati imparassero velocemente dagli errori appena compiuti.

## 5.2 I test non parametrici: cenni di analisi direzionale

Un altro punto di vista nello studio della razionalità delle stime preliminari è l'analisi direzionale. L'approccio più recente confronta la direzione delle stime preliminari con quella delle corrispondenti stime successive (Ash *et al.* 1998, 2002), avvalendosi di test non parametrici definiti in principio da Merton (1981). Studi successivi hanno portato alla definizione di tabelle di contingenza per verificare l'indipendenza nel cambio di direzione tra stime preliminari e ultime stime (Stekler, 1994; Ash *et al.*, 1998). Si è

anche definita “previsione di valore” una previsione macroeconomica che può cambiare la distribuzione a priori degli utilizzatori relativa alla direzione dell’andamento economico (Merton, 1981; Jenkinson e Merton, 1981) e sono stati presentati test per accertarla.

### **5.3 Correttezza ed efficienza di vintage non stazionari**

Per poter applicare procedure classiche di stima e verifica di ipotesi nelle serie storiche in esame è necessaria la stazionarietà delle medesime. Se, infatti, due serie storiche analizzate sono non stazionarie e vengono utilizzate per modellare e stimare gli effetti dinamici di una al variare dell’altra - per esempio mediante una regressione – possono verificarsi problemi (nel caso della regressione, questa sarà spuria e condurrà a risultati fuorvianti).

Se quindi si dispone di serie non stazionarie è necessario definire una combinazione lineare stazionaria delle serie attuali e preliminari. Se il trend del periodo remoto e di quello finale evolvono in maniera diversa, la revisione sarà non stazionaria e stimando l’equazione (5) si potrebbe sovrastimare l’influenza di una variabile sull’altra. Le deviazioni dall’uguaglianza di stime remote e ultime non saranno eliminate con il tempo, ma se queste deviazioni sono temporanee, le ultime serie e quelle precedenti sono definite cointegrate con vettore di cointegrazione  $(1, -\beta)$ .

Supponendo  $y_{t-1}^f > y_{t-1}^v$ , l’uguaglianza può essere ristabilita da:

- Diminuzione delle ultime serie,
- Aumento delle serie precedenti,
- Una combinazione delle due

come indicato nel sistema di equazioni seguenti:

$$\Delta y_t^f = \delta_f (y_{t-1}^f - \beta y_{t-1}^v) + \varepsilon_f \quad \delta_f < 0$$

$$\Delta y_t^v = \delta_v (y_{t-1}^f - \beta y_{t-1}^v) + \varepsilon_v \quad \delta_v > 0$$

Il sistema di equazioni mette in luce un numero di fattori rilevanti per valutare la razionalità dei vintage preliminari ed il comportamento dei vintage ultimi e precedenti (Grant e Thomas, 1999).

Le velocità dei coefficienti di aggiustamento sono indicatore importante nella valutazione della razionalità delle stime precedenti. Infatti se i produttori di dati non sono sensibili a errori precedenti, misurati con le revisioni,  $\delta_v$  non sarà statisticamente diverso da zero. In questo modo gli agenti sistematicamente ignorano informazioni utili e l'ipotesi di razionalità può essere rigettata. Il sistema evidenzia due modalità di feedback tra ultime e precedenti stime: se  $\delta_v, \delta_f$  sono significativamente diversi da zero non solo i produttori di dati sono sensibili al comportamento delle serie attuali, ma anche le serie attuali sono sensibili al comportamento dei produttori dei dati negli stadi precedenti.

### **5.3.1 Test per valutare correttezza ed efficienza entro una struttura cointegrata**

La procedura da applicare può essere sintetizzata nei seguenti passi:

1. Estendere e specificare il sistema di regressioni a correzione dell'errore in una struttura VAR (Vector Auto Regression).
2. Applicare la procedura di Johansen (1988 a) per determinare le relazioni di cointegrazione tra ultimi e precedenti vintage, che devono risultare tutti non stazionari.

3. Per ogni precedente vintage esiste una sola relazione di cointegrazione, individuata è necessario testarne la correttezza per stabilire se i vintage precedenti (preliminari) sono debolmente razionali<sup>21</sup>.

L'ipotesi di cointegrazione e le connesse implicazioni per il processo di revisione richiedono particolare attenzione. Passo preliminare di ogni analisi di cointegrazione consiste nel valutare l'ordine di integrazione di ogni singola serie (i vari vintage). Prerequisito della cointegrazione è che tutte le serie non siano I(0). Per verificarne la stazionarietà è prassi usuale in letteratura ricorrere al test ADF<sup>22</sup>. Ci si aspetta che tutti i vintage siano integrati con lo stesso ordine. Si ricercano quindi le relazioni di cointegrazione tra i vintage. Nella pratica ci si avvale solitamente di un modello VAR(p):

$$y_t = \gamma + G_1 y_{t-1} + \dots + G_p y_{t-p} + e_t \quad (6)$$

dove  $y_t = (y_t^1, y_t^2, \dots, y_t^v, \dots, y_t^f)'$   $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_v, \dots, \gamma_f)'$   $e_t \sim NID(0, s)$ <sup>23</sup>

o meglio della rappresentazione VECM (Vector Error-Correction Model)<sup>24</sup>:

$$\Delta y_t = \gamma + \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} G_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (7)$$

In caso di cointegrazione la matrice  $\Pi$  non ha rango pieno (che si assume pari a  $r$ ) e può essere decomposta in due matrici nella forma  $\Pi = \alpha\beta'$  entrambe di dimensione

<sup>21</sup> Per dettagli si vedano Eurostat (1999), Patterson (2000), Astolfi *et al.* (2003).

<sup>22</sup> Questo test ha potenza superiore a Philips e Perron test e al semplice Dickey - Fuller test. Per maggiori dettagli si veda Verbeek M. (2006), pp. 244-246

<sup>23</sup> Poiché la procedura di stima è quella di massima verosimiglianza, questa richiede una specifica distribuzione per i white noise

<sup>24</sup> Dall'equazione (5.1)  $y_t = \gamma + G_1 y_{t-1} + \dots + G_p y_{t-p} + e_t$ , raccogliendo i coefficienti e portandoli a sinistra dell'equazione si ottiene  $G(L)y_t = \gamma + e_t$ . Poiché per il teorema di rappresentazione di Granger, ovvero se alcune variabili sono cointegrate esiste una rappresentazione a correzione dell'errore valida dei dati, è possibile quindi ottenere l'espressione (5.2), dove  $\Pi = -G(1) = -(I - G_1 - \dots - G_p)$ .

(f x r) e rango r.  $\beta$  definisce la relazione di cointegrazione tra i dati del periodo ed è la matrice dei vettori di cointegrazione,  $\alpha$ , invece, è la matrice dei coefficienti con i quali ciascun vettore di cointegrazione entra nelle diverse equazioni di  $\Delta y_t$ .

Per ottenere le relazioni tra l'equazione (5) ed il modello VECM, questo può essere riparametrizzato mediante la decomposizione in fattori permanente-transitoria, qui applicato a gamma. Il modello diventa:

$$\Delta y_t = k_{\Delta} + a(k_{EC} + \beta' y_{t-1}) + \sum_{j=1}^{q-1} G_j' \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

e' possibile confrontare l'equazione (5) con l'equazione a correzione d'errore inclusa tra parentesi nella (8). Il parametro  $\alpha$  dell'equazione (5) corrisponde a  $k_{EC}$ , mentre i due  $\beta$  (nell'equazione (5) si tratta di uno scalare, in (8) di una matrice) corrisponde ad un set di restrizioni di identificazione.<sup>25</sup>

Dalla creazione di un parallelo tra le due equazioni è possibile costruire un test diretto di correttezza e debole efficienza in una situazione di non stazionarietà.

Seguendo Patterson (2000, 2002) si assumono disponibili m vintage di dati. La situazione ideale è che tutti i vintage siano integrati nello stesso ordine, generalmente I(1), e che il rango di cointegrazione sia  $r = m - 1$ . Da ciò segue che vi è un unico trend e fattore comune a tutti gli m vintage. Soluzioni differenti implicano o una contraddizione tra l'ipotesi di integrazione dei vintage (se  $r = m$  le m variabili sono I(0)) oppure la presenza di due o più trend comuni (se  $r < m - 1$ ). In quest'ultimo caso sarebbe difficile spiegare l'esistenza di più di un solo trend comune e, maggiormente, identificare il trend della vera variabile. Sebbene non desiderabile, questa ipotesi non va esclusa a priori (Patterson, 2002).

Assumendo rango di cointegrazione pari a  $r = m - 1$ , ne consegue la presenza di  $r - 1$  restrizioni indipendenti da imporre in ogni vettore cointegrante (ogni colonna di  $\beta$ ) per ottenere un sistema identificato. In totale è necessario imporre  $(r - 1) * (m - 1)$  restrizioni indipendenti alla matrice  $\beta$  dell'equazione (8). Uno schema di restrizioni consistente con questi requisiti è il seguente, che include una normalizzazione e per ognuna delle r

---

<sup>25</sup> Si noti che la riparametrizzazione corrisponde ad una specificazione VECM con termine costante nella media e nella relazione di lungo periodo.

righe vi è un solo coefficiente (questo set di restrizioni implica che i dati vintage siano cointegrate a coppie):

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{1,2} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & & & 0 \\ \dots & & \dots & & \dots \\ & & & & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 1 & \beta_{r,f} \end{bmatrix}$$

Si potrebbe essere interessati a verificare l'ipotesi nulla di stazionarietà del processo sequenziale di revisione: ciò significa imporre restrizioni di sovraidentificazione a tutti i coefficienti della matrice appena definita, ponendoli pari a -1. Questo è possibile mediante un test di rapporto di verosimiglianza distribuito come un  $X^2(l)$  dove  $l$  è il numero di restrizioni di sovraidentificazione (Johansen, 1995).

Test di correttezza ed efficienza debole sono associati all'ipotesi che

$$H_0: k_{\Delta} = 0 \text{ e } \beta_{i,j} = -1 \quad \text{con } i = 1, \dots, r \text{ e } j = 1, \dots, f,$$

riferendosi al parallelo tra le due equazioni (5) e (8).

Accettare  $H_0$  significa che l'equazione differenza ha media zero e vi è stazionarietà in revisioni sequenziali. Questa è una condizione sufficiente per la correttezza, ma necessaria e non sufficiente per l'efficienza debole, come le corrispondenti per l'equazione (5).

Riassumendo le analisi di correttezza ed efficienza debole in un sistema multivariato comprendono le seguenti fasi:

1. Controllo che tutti gli  $m$  vintage siano integrati con il medesimo ordine,
2. Stima del modello VECM con lag individuato con il criterio AIC,

3. Test dell'ipotesi nulla di rango di cointegrazione  $r = m - 1$
4. Test delle restrizioni per correttezza ed efficienza debole.

Va sottolineato, infine, che l'applicazione di questa procedura richiede serie storiche lunghe, per evitare il rischio di accettare erroneamente ipotesi di stazionarietà e/o cointegrazione.

#### **5.4 Possibili sviluppi dell'analisi**

Le revisioni non rappresentano solo uno degli approcci alla qualità dei dati, ed in particolare all'attendibilità e accuratezza degli stessi, ma costituiscono uno strumento diagnostico alla qualità che, non solo segnala il "problema", ma anche contemporaneamente fornisce la "soluzione" ad esso. In altri termini, l'analisi delle revisioni non solo segnala *quali* dati non sono di qualità, ma anche *in che misura* non lo sono e, proprio per questo, fornisce indicazioni *quantitative* dettagliate su entità e direzione della difformità, per *agire* di conseguenza.

Le analisi condotte in questa sede si inseriscono nell'analisi della razionalità del processo di revisione in termini di correttezza ed efficienza, ovvero permettono di individuare quali dati non sono "di qualità" e in che maniera non soddisfano tale requisito. Possibili sviluppi di questo lavoro sono la modellizzazione delle serie oggetto d'analisi, servendosi delle informazioni fornite dall'analisi delle revisioni, mediante analisi con caratteristiche dinamiche, servendosi, per esempio, della cointegrazione delle serie oggetto d'analisi. Date, infatti, le caratteristiche delle serie in esame, si ritiene molto probabile che queste siano tra loro legate, trattandosi di stime successive (e molto probabilmente non stazionarie). L'analisi di cointegrazione, tuttavia, richiede un'adeguata lunghezza delle serie storiche, che nello studio effettuato in questo lavoro risulta purtroppo insufficiente.<sup>26</sup>

---

<sup>26</sup> Un allungamento delle serie consentirebbe di condurre tali analisi (per esempio "all'indietro" oltre ad un continuo aggiornamento).

## 6. CONCLUSIONI

La qualità dei dati è un concetto multidimensionale, di cui l'attendibilità non è che una delle dimensioni. L'argomento è stato largamente trattato dalla letteratura già dai primi anni Sessanta. Produttori di dati e utilizzatori hanno impiegato ingenti risorse per indagare questo argomento. Tra i produttori di dati i principali approcci all'argomento sono quelli delineati dal Fondo Monetario Internazionale e da Eurostat, a cui seguono quelli di altre organizzazioni internazionali, istituti di statistica nazionali e banche.

Uno degli strumenti applicabili per indagare l'attendibilità dei dati economici è l'analisi delle revisioni. In questa tesi si è esaminata la storia delle revisioni e la razionalità del processo di stima tramite l'analisi delle revisioni dei tassi di crescita trimestrali del PIL destagionalizzato a prezzi costanti per 18 Paesi dell'OCSE, basandosi sulle stime pubblicate dall'OCSE nel Main Economic Indicators (MEI) dall'edizione relativa a Maggio 1995 a quella relativa a Maggio 2006.

Le analisi relative a correttezza ed efficienza delineano una situazione eterogenea tra i diversi Paesi, in termini di razionalità delle revisioni. Alcune Nazioni come Giappone e Corea presentano difformità più marcate, mentre Paesi con una lunga tradizione di studi e pratiche alle spalle offrono migliori performance in termini di qualità delle stime (correttezza ed efficienza delle stesse), come ad esempio gli Stati Uniti.

Non per tutti i Paesi le revisioni sono diminuite dimensionalmente con il tempo e alcune stime preliminari risultano significativamente distorte (indice di una distorsione sistematica) per taluni Paesi, anche se è evidente un generale miglioramento. L'Italia si caratterizza per risultati abbastanza soddisfacenti, poiché presenta revisioni di dimensioni contenute e solo in rari casi statisticamente significative, con tendenza a diminuire e a stabilizzarsi attorno allo zero nel tempo. I dati sembrano poi supportare ipotesi di efficienza del processo di stima, cosa che non sempre si verifica negli altri Paesi, come il Giappone, dove vi è maggiore evidenza di stime assimilabili a misurazioni con errori del "vero" valore. Per giungere a questi risultati ci si è serviti di

statistiche sintetiche, per disporre di un quadro globale a livello del paese Italia e dei 17 Paesi, in termini per esempio, di distorsione delle stime preliminari (revisione media), dimensione dell'errore di stima, a prescindere dal segno (revisione media assoluta), sistematicità della distorsione (significatività della revisione media) e variabilità.

Poiché la valutazione della significatività è sensibile all'intervallo temporale scelto, si sono condotte anche analisi statistiche su finestre temporali mobili di ampiezza fissata e crescente (analisi *moving* e *growing windows*), traendo qualche spunto interessante circa il modo con cui il processo di stima dei dati economici (e dunque le revisioni) evolve nel tempo.

Quindi, dopo aver esaminato la correttezza e sistematicità delle stime, si sono ricercate indicazioni sull'efficienza delle stesse osservando la correlazione tra la revisione e le stime passate e future e l'andamento della dimensione delle varianze di stime successive. Infatti stime che sono misurazioni con errore del valore "vero" avranno revisioni che correlano con le stime passate, ma non con le future e varianze, relative a stime successive, decrescenti, per effetto della diminuzione dell'errore di misura. Stime, invece, che sono previsioni razionali del "vero" valore avranno revisioni correlate con le stime future, ma non con quelle passate, e varianze, relative a stime successive, crescenti, per effetto della maggiore informazione disponibile. Le ipotesi sono state verificate con l'analisi "*news or noise*", analisi importante, ma che può portare a risultati incerti. Per ovviare questo problema si sono condotte anche analisi di efficienza previsiva, regredendo le stime preliminari sulle revisioni (eventualmente con *dummies* stagionali).

Va sottolineato che in questo e nelle analisi condotte durante lo stage presso l'OCSE la prospettiva adottata è quella dei produttori di dati, ma appare chiaro che l'analisi delle revisioni sia strumento cruciale anche per gli utilizzatori, in quanto, se è vero che le revisioni sono un valido strumento per indagare la qualità, esse costituiscono anche un valido supporto per la formulazione e costruzione di modelli statistici ed econometrici. Per chiarire questo punto cruciale si pensi, per esempio, che se l'ipotesi *noise* è consistente con i dati, l'utente può ritenere statisticamente fondata l'opinione che è possibile prevedere le stime successive, disponendo dell'informazione passata: in altre parole le revisioni sono dotate di un pattern non casuale dal quale è possibile "imparare"

per usi futuri. Questa risulta essere un'informazione fondamentale, che va considerata in fase di analisi e modellizzazione, in quanto diventa possibile servirsi di informazione in fase di stima e attuare correzioni. Un ipotesi *noise* fa cadere l'assunto di dati osservati privi di errore di misura. L'analisi delle revisioni diventa quindi uno strumento propedeutico all'uso di dati in modelli statistici ed econometrici.



## **APPENDICI**



**A1:**



**REVISIONS IN QUARTERLY GDP OF OECD COUNTRIES: AN UPDATE**

Paper to be presented at the Working Party of National Accounts, October 10-13, 2006

Paper prepared by Elena Tosetto, OECD STD-NAFS, (25 September 2006)

## 1. Introduction

This paper examines the revisions histories of eighteen OECD countries for the first estimates of constant prices, seasonally adjusted quarter-on-quarter GDP growth rates as published in successive monthly issues of the OECD publication: *Main Economic Indicators* (MEI) from May-95 to May-06.

This paper updates the paper presented at the OECD Working Party on National Accounts in October 2005<sup>27</sup> (Di Fonzo 2005b). This update will be presented at the October 2006 meeting.

The main characteristics of this update are the following:

- Estimates from recent publications of Main Economic Indicators (from September 2005 to May 2006) have been added to the previous ones in the database. The analysis of revisions has been extended to 1997.2-2002.4 (while last year it was 1997.2- 2002.1).
- Countries are given the opportunity to express their point of view and explain the reasons for revisions as presented in the results of the analysis.

As in last year's paper, the analysis covers 18 countries by exploiting data contained in the OECD *Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database* - now available on the OECD web site at <http://stats.oecd.org/mei/default.asp?rev=1>. This work encourages the development of revisions analysis on an internationally comparable basis. For this study on Gross domestic product the countries included are those for which the revisions record is long enough to permit sensible statistical analysis. They are Australia, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Italy, Japan, Korea, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Spain, Switzerland, United Kingdom and USA.

The available revisions database permits (i) to evaluate the release times of the first published estimates of GDP, as shown by the OECD publications, (ii) to analyse the size and direction of the revisions for each country, and (iii) to perform comparisons across countries.

For full organizational and methodological aspects readers can refer to Di Fonzo (2005a, 2005b).

This paper is organized as follows. Section 2 contains brief information about the organization of the database. Main results are presented in graphical form and explained in section 3. Section 4 shows the summary indices used to analyze the revisions, which are presented in detail in section 6, making a comparison across countries. Section 5 includes country's comments. More detailed information on the revision process and the organization of the database are presented in the annex.

---

<sup>27</sup><http://www.oecd.org/dataoecd/13/49/35440080.pdf>

## 2. Organization of the database

The detailed results of this analysis are available as a series for spreadsheets for each country on the OECD website<sup>28</sup>. The data have been organized as suited for the revisions analysis, as shown in Annex 1 using the Australian case.

In the paper we will use the following notations:

P: First published estimate of GDP

L: Latest published estimate of GDP (at least 3 years after the first)

Y1: Estimate published 1 year later

Y2: Estimate published 2 years later

Y3: Estimate published 3 years later

Y1\_P: Revision between Y1 and P

Y2\_P: Revision between Y2 and P

Y3\_P: Revision between Y3 and P

L\_P: Revision between L and P

## 3. Main results

The main results are given in the figures 1, 2, 3 and 4.

**Figure 1: Revisions between three years later estimates (Y3) and the first published estimates (P) of q-o-q GDP growth rates (%) on MEI. Mean absolute revision (1997.2-2002.4)**

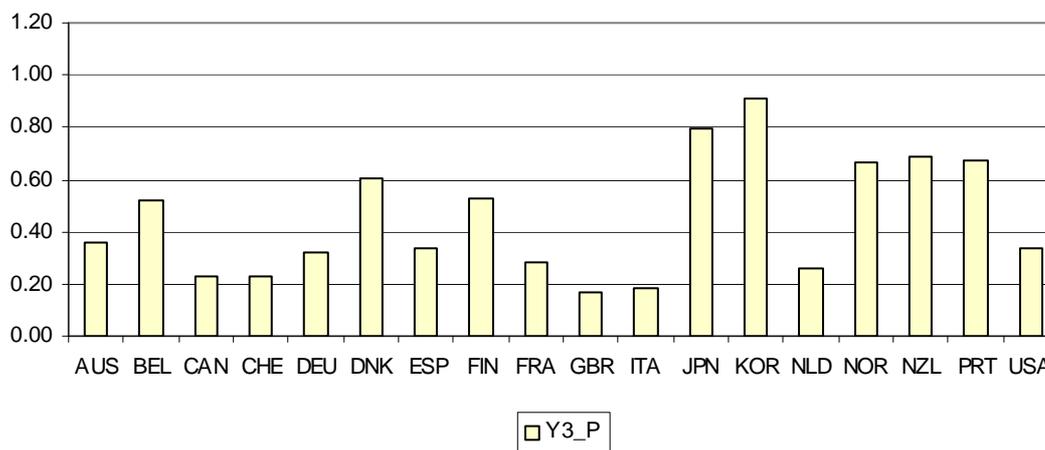


Figure 1 presents in graphical form the size of the revisions for each country in the period 1997.2- 2002.4, as measured by the mean absolute revision of 3 years later published estimates to the first published estimates (Y3\_P).

The revision has been of a different magnitude for the analysed countries. For Australia, Canada, France, Germany, Italy, Netherlands, Spain, Switzerland, United Kingdom and USA it is quite small (it does not exceed 0.4). Belgium, Denmark and Finland display

<sup>28</sup> [http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en\\_2649\\_33715\\_37047509\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/21/0,2340,en_2649_33715_37047509_1_1_1_1,00.html)

an intermediate situation (the value of the mean absolute revision is between 0.4 and 0.6. Norway, New Zealand and Portugal seem to have quite large values (between 0.6 and 0.8). Japan and Korea show the largest values.

**Figure 2: Revisions to the first published estimates of q-o-q GDP growth rates (%) on MEI. Mean absolute revision (1997.2-2002.4)**

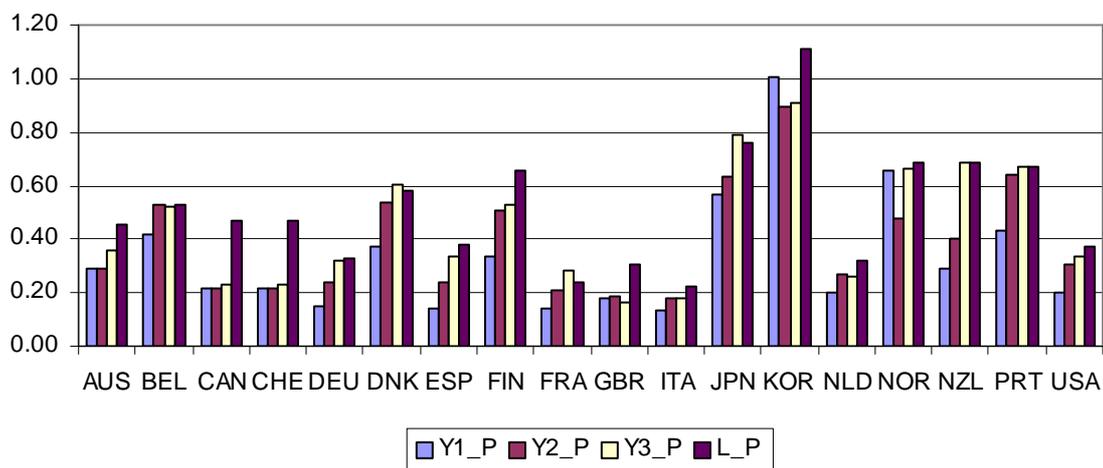


Figure 2 extends the analysis in figure 1 for Y3\_P, showing the size of successive revisions of P: Y1\_P, Y2\_P, Y3\_P and L\_P for each country in the period 1997.2-2002.4, as measured by the mean absolute revision.

The magnitude of the mean absolute revision of q-o-q GDP growth rates (%) is changing over time, but not in the same direction for all the analysed countries. For Australia, Finland, Germany, Spain, Switzerland and USA the magnitude seems to increase regularly (by small quantities) over time. This movement is less marked for Belgium, Canada, Italy and Portugal. For Denmark, France, Japan and New Zealand one can note a decrease of the latest estimate (L\_P). For Netherlands and United Kingdom the movement seems to increase at the beginning and after decrease. For Korea and Norway, instead, it seems to decrease first but then increase with time.

**Figure 3: Revisions to successive estimates of q-o-q GDP growth rates (%). Mean absolute revision (1997.2-2002.4)**

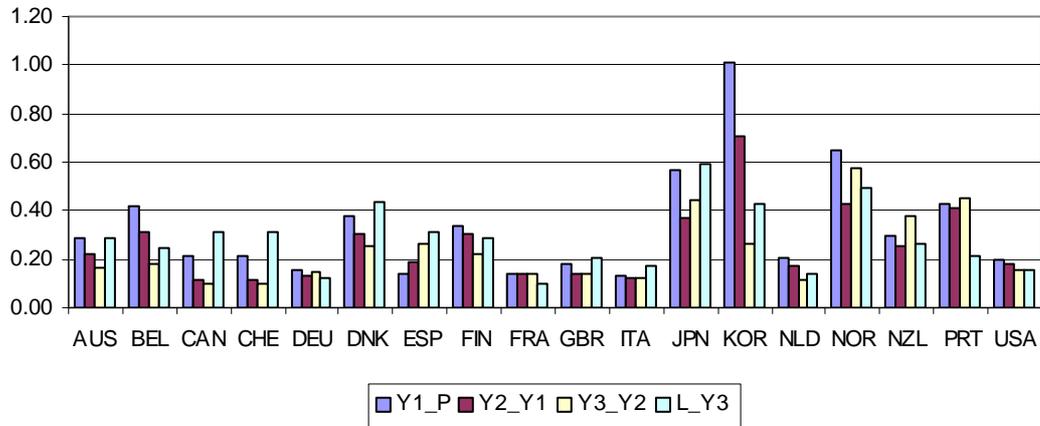


Figure 3 mirrors the ‘process’ of revision as described by successive estimates made twelve months later.

In the three years covered by successive (*P*, *Y1*, *Y2* and *Y3*) GDP estimates, see figure 2, the size of the revisions out of the period 1997.2 to 2002.4 becomes smaller (on average,  $|Y1-P| > |Y2-Y1| > |Y3-Y2|$ ) for 11 countries out of 18: Australia, Belgium, Canada, Denmark, Finland, Italy, Korea, Netherlands, Switzerland, United Kingdom and USA. An opposite situation is registered for Spain. For the other countries the situation is ambiguous, except for France, which shows stability.

**Figure 4: Average number of months between the date of publication of GDP on MEI and the third month of the reference quarter**

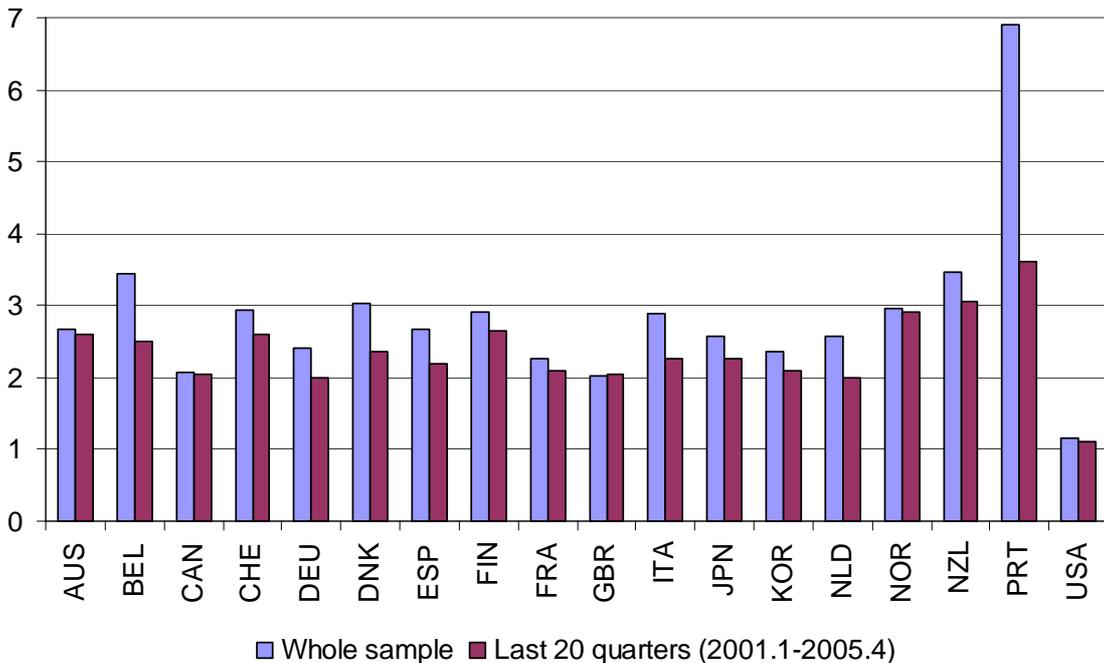


Figure 4 shows the average number of months between the date of publication in MEI of the first GDP estimate and the third month of the reference quarter both for the whole period covered by the dataset and the last five years.

The average number of months between the date of publication of GDP in MEI and the third month of the reference quarter is between 2 and 4 months for the whole sample and between 2 and 3 months for the last 20 quarters (2001.1-2005.4) for most countries except for Portugal, which shows an average number of months of about 7 months for the whole sample and about 3 months for the last 5 years. USA has the best timeliness, which is stable at 1 month for the whole sample and for the last 20 quarters.

The timeliness is lower in the last 20 quarters than in the whole sample, confirming an improvement of timeliness for all the countries.

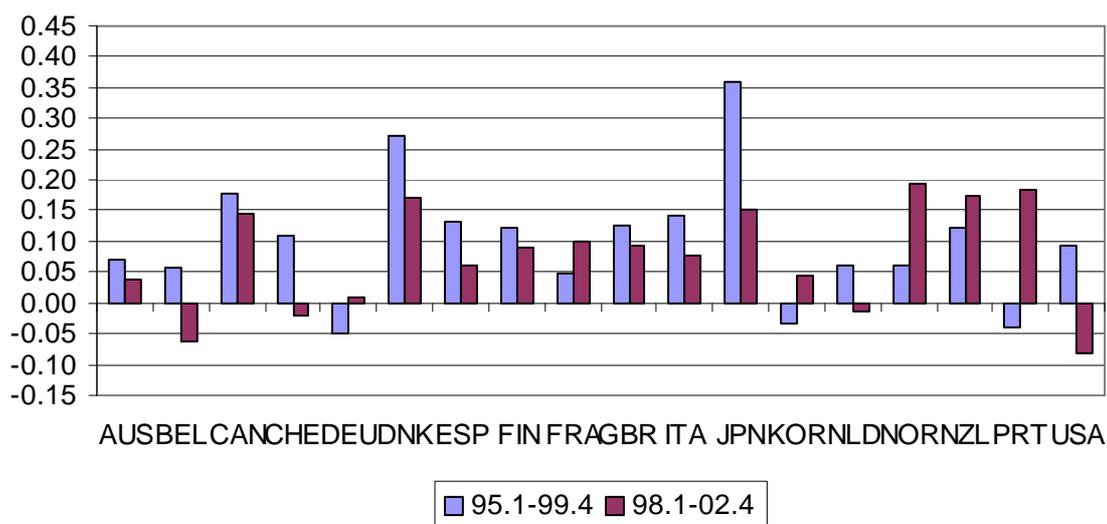
Portugal shows the highest improvement. Belgium has improved its timeliness in the last 5 years by about one month.

### 3.1 Moving 5 year windows

Following the ONS experience (George and Obuwa, 2005), we analyse revisions in a dynamic prospective, taking successive q-o-q GDP growth rates (%) “5 year windows”: *moving windows* of 5 years (for example: 1995.1-1999.4; 1995.2-2000.1; 1995.3-2000.2...).

Here we present the mean revision of 3 years later published estimates to the first published estimates (Y3\_P) for 18 OECD countries in a graphical form, comparing on international basis the result of the first (1995.1-1999.4) and the last window (1998.1-2002.4).

**Figure 5: Mean revisions between three years later estimates (Y3) and the first published estimates (P) of q-o-q GDP growth rates (%) on MEI. Moving windows of 5 years (1995.1-1999.4 and 1998.1-2002.4) \*\*\***



\*\*\*First window: BEL: 1996.4-2001.3; DEU: 1995.2-2000.1; KOR: 1997.1-2001.4; PRT: 1996.1-2000.4

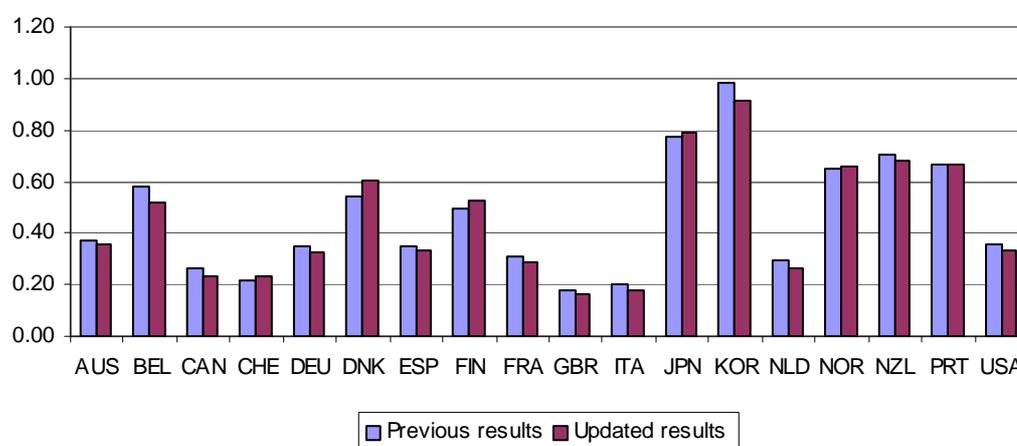
Figure 5 shows a general improvement in reliability, because, comparing the mean revision of the window 1995.1-1999.4 to the more recent one 1998.1-2002.4, it seems to decrease for most countries. It is evident for Denmark, Germany, Italy, Japan, Netherlands, Spain and Switzerland for which the decrease is of 0.05 or more q-o-q GDP growth rates (%) (it also changes direction except for Denmark, Italy, Japan and Spain. For Denmark, moreover, the mean revision becomes no longer statistically significant). Australia, Canada, Finland, United Kingdom show a decrease less evident, and the mean revision for Canada and United Kingdom remains statistically significant. Belgium, Korea and USA seem stable. An opposite situation is presented where the mean revision increases for Norway, New Zealand and Portugal (this one with change in direction) and less markedly for France.

Keeping in mind figure 4 and figure 5 it seems that there is a connection between timeliness and accuracy, but not necessary a “trade off”. A part from Portugal, for which there is the most improvement in timeliness and the most increase in mean revision (but not statistical significant), slight improvements in timeliness are connected with slight improvements in accuracy. This supports the hypothesis that statistical offices can improve timeliness without loss in accuracy (at least as measured by size of revisions).

### 3.2 A comparison between previous and updated analysis results

This section compares the results presented last year to the WPNA (Di Fonzo, 2005) to results of this year, which includes an extended analysis for the period 1997 (second quarter) to the last quarter of 2002. Unsurprisingly there are only slight changes for all the analysed countries. Figure 6 shows a comparison between previous and updated results of the mean absolute revision of 3 years later published estimates to the first published estimates (Y3\_P) of q-o-q GDP growth rates (%) on MEI for the analysed period.

**Figure 6: Comparison between previous and updated results of revisions of the 3 years later published estimates to the first published estimates (Y3\_P) of q-o-q GDP growth rates (%) on MEI. Mean absolute revision (1997.2-2002.4)**



Comparing previous results to the updated, using Y3\_P, the graph gives evidence of little changes. The direction of the changes is not unique for the 18 countries. For some countries like Australia, Belgium, Canada, France, Germany, Italy, Korea, Netherlands, New Zealand, Spain, United Kingdom and USA mean absolute revisions are slightly lower than the previous ones. Other countries like Denmark, Finland, Japan, Norway and Switzerland show a slight increase in revisions in last periods. Denmark shows the highest increase (0.30 more than the previous mean absolute revision between 3 years later published estimates and the first published estimates (Y3\_P) of q-o-q GDP growth rate (%) on MEI). Portugal shows stability.

#### 4. Summary indices for the revisions analysis

The statistical indices used to lead the revisions analysis of GDP q-o-q growth rates are

- *Mean revision*

$$\bar{R} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (L_t - P_t) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t$$

where  $L_t$  is the later estimate,  $P_t$  is the earlier estimate,  $R_t = L_t - P_t$  is the revision and  $n$  is the number of observations.

- *Mean absolute revision*

$$MAR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |L_t - P_t| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |R_t|$$

This statistic measures the dimension of the revision  $R_t$ . If small it means that there are reliable estimates

- *Mean squared revision*

$$MSR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (L_t - P_t)^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t^2$$

It gives information about the “dispersion” of the estimates.

We use a simple and robust approach based on the Heteroskedasticity Autocorrelation consistent estimate’s variance proposed by Newey and West (1987) to evaluate the significance of the mean revision calculating a t test in a different way to what currently done by ONS (Jenkinson and Stuttard, 2004) and Stuttard (2005)<sup>29</sup>

---

<sup>29</sup> For technical details on this point see Di Fonzo (2005).

- *Relative mean absolute revision*

$$RMAR = \frac{\sum_{t=1}^n |L_t - P_t|}{\sum_{t=1}^n |L_t|} = \frac{\sum_{t=1}^n |R_t|}{\sum_{t=1}^n |L_t|}$$

This indicator allows to assess the relative robustness of two estimates. It measures the proportion of  $P_t$  revised in  $L_t$

- $\% \text{Sign}(L) = \% \text{Sign}(E)$

It gives information about the percentage of quarters for which the earlier estimate of q-o-q growth rate has the same sign as the later one.

Other useful statistics are the range of revisions and the amount of positive and negative revisions.

## 5. Country's comments

Last year, when the paper was presented at the OECD Working Party on National Accounts, member countries requested that they could include specific national comments on the size of revisions (see minutes of OECD Working Party on National Accounts)<sup>30</sup>.

Please insert here country's comments.

- Australia:
  
- Belgium:
  
- Canada:
  
- Denmark:
  
- Finland:
  
- France:
  
- Germany:
  
- Italy:
  
- Japan:
  
- Korea:
  
- Netherlands
  
- New Zealand

---

<sup>30</sup> Please look at item 28

[http://www.oecd.org/document/5/0,2340,en\\_2649\\_34245\\_34870725\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/5/0,2340,en_2649_34245_34870725_1_1_1_1,00.html)

- Norway:
- Portugal:
- Spain:
- Switzerland :
- United Kingdom:
- USA:

## 6. Revisions analysis of GDP for OECD countries

Summary indices of the revisions to the first published estimates for the longest common period under analysis (whole) are presented in table 1. The comparison across countries can be made through the figures 7-12, where the main indices are presented in graphs for both the whole sample and the last common observations.

**Table 1: Summary indices of revisions to the first published estimates. Below are summary indices of revisions to the first published estimates vs. estimates 1 year later, 2 years later, 3 years and latest estimates**

Y1 P		AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<i>Summary statistics</i>	<i>sample</i>	95.1-04.4	96.4-05.1	95.1-04.4	95.1-04.4	95.2-03.4	95.1-04.4	95.1-04.4	95.1-04.4	95.1-04.4	95.1-05.1	95.1-05.1	95.1-05.1	97.1-04.4	95.1-04.4	95.1-04.4	95.1-05.1	96.1-04.4	95.1-05.1
	<i>n</i>	40	34	40	40	39	40	40	40	40	40	40	40	32	40	40	40	36	41
	<i>mean absolute revision</i>	0.2863	0.320841	0.133844	0.233838	0.148123	0.398941	0.126129	0.333095	0.138759	0.161443	0.1998	0.450409	0.779295	0.297637	0.655698	0.306049	0.63896	0.182964
	<i>mean revision (Rbar)</i>	-0.0327	0.036878	0.002766	-0.02112	-0.01646	0.173135	0.021822	0.102878	0.010301	0.047277	0.0054	-0.04758	0.057296	0.03216	0.020255	0.029695	-0.06477	0.039921
	<i>st. dev(Rbar) - HAC formula</i>	0.0495	0.059708	0.029886	0.058362	0.025881	0.066414	0.025424	0.054543	0.031875	0.029473	0.0318	0.074098	0.127596	0.068026	0.111949	0.065718	0.121334	0.030436
	<i>mean squared revision</i>	0.1496	0.26813	0.037553	0.092534	0.038863	0.289807	0.038822	0.191826	0.036294	0.041637	0.1168	0.321686	1.608683	0.205891	0.718624	0.133509	0.644838	0.056595
	<i>relative mean absolute revision</i>	0.3409	0.500317	0.19158	0.544839	0.364955	0.547984	0.188777	0.317969	0.236881	0.268944	0.4330	0.500106	0.479109	0.478161	0.653108	0.346477	0.646456	0.221871
	<i>t-stat</i>	-0.6734	0.617646	0.09256	-0.36182	-0.63603	2.606925	0.858329	1.855252	0.32316	1.60408	0.1694	-0.64214	0.449041	0.472776	0.180927	0.451848	-0.53379	1.311628
	<i>t-crit</i>	2.0227	2.034517	2.022689	2.022689	2.024394	2.022689	2.022689	2.022689	2.022689	2.022689	2.0227	2.022689	2.039515	2.022689	2.022689	2.022689	2.03011	2.021075
	<i>Is mean revision significant?</i>	NO	NO	NO	NO	YES	NO												
	<i>Correlation</i>	0.7273	0.613031	0.899017	0.777348	0.908119	0.715558	0.750058	0.918281	0.904673	0.714	0.7881	0.870714	0.764666	0.674235	0.706344	0.901966	0.692359	0.874046
	<i>Min Revision</i>	-1.2	-2.10819	-0.71891	-0.97567	-0.56423	-1.13001	-0.33713	-0.95706	-0.52682	-0.54492	-1.3	-1.37406	-4.08263	-1.31973	-2.06985	-0.63745	-2.52422	-0.54355
	<i>Max Revision</i>	1.0	0.936794	0.431866	0.538005	0.350256	1.460022	0.757767	1.20755	0.629199	0.50963	1.2	1.221817	3.555327	1.625422	1.811596	0.85149	1.543204	0.623413
	<i>Range</i>	2.2	3.044979	1.148781	1.513679	0.914481	2.590035	1.094893	2.164613	1.158018	1.054549	2.6	2.595875	7.63816	2.945148	3.881451	1.490596	4.067419	1.168968
	<i>% Later &gt; Earlier</i>	57.5	61.76471	62.5	47.5	46.15385	62.5	55	57.5	50	62.5	50.0	55	46.875	57.5	57.5	50	50	68.29268
	<i>% Sign(Later) = Sign(Earlier)</i>	97.5	91.17647	97.5	80	92.30769	72.5	100	85	95	97.5	85.0	87.5	93.75	90	80	85	83.33333	100
	<i>Variance of Later estimate</i>	0.3030	0.344889	0.191575	0.217817	0.212624	0.504595	0.070399	0.959817	0.195533	0.063457	0.2358	1.211419	2.352743	0.224589	1.402808	0.700444	0.967859	0.232389
	<i>Variance of Earlier estimate</i>	0.2272	0.344496	0.178014	0.081822	0.207027	0.390521	0.062268	1.155812	0.139766	0.073407	0.3008	1.256476	3.863472	0.367863	0.922127	0.639804	1.104438	0.187912
	<i>UM %</i>	0.71	0.617223	0.020376	0.481883	0.687251	0.34337	1.407921	5.517477	0.292365	5.368183	0.02	0.703796	0.204088	0.60233	0.057088	0.660457	0.660514	2.81493
	<i>UR %</i>	3.89	19.20461	2.151402	6.365844	3.382803	4.69292	7.547385	16.04625	1.889211	19.92176	23.51	8.216749	39.05915	40.0037	2.12861	1.516705	21.20499	0.26038
	<i>UD %</i>	95.40	80.28816	97.82822	93.15227	95.91995	84.96371	91.04489	78.43627	97.81843	74.71005	76.46	91.07946	60.73678	59.49397	97.8143	97.82284	78.1445	96.92389

Y2 P		AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<i>Summary statistics</i>	<i>sample</i>	95.1-03.4	96.4-04.1	95.1-03.4	95.1-03.4	95.2-03.4	95.1-03.4	95.1-03.4	95.1-03.4	95.1-03.4	95.1-04.1	95.1-04.1	95.1-04.1	97.1-03.4	95.1-03.4	95.1-03.4	95.1-04.1	96.1-03.4	95.1-04.1
	<i>n</i>	36	30	36	36	35	36	36	36	36	36	36	36	28	36	36	36	32	37
	<i>mean absolute revision</i>	0.2954	0.434721	0.202377	0.2440	0.256312	0.519914	0.193875	0.510309	0.200806	0.174878	0.2455	0.510363	0.806386	0.338805	0.539959	0.384955	0.849453	0.269095
	<i>mean revision (Rbar)</i>	0.0037	0.023934	0.043574	0.0096	-0.01179	0.195368	0.040314	0.145646	0.039464	0.045626	0.0264	0.028952	0.04095	-0.00714	0.032327	0.059413	0.036826	-0.03041
	<i>st. dev(Rbar) - HAC formula</i>	0.0581	0.081971	0.037573	0.0632	0.04581	0.085045	0.043068	0.074522	0.042224	0.032652	0.0435	0.084311	0.13581	0.064953	0.097237	0.068893	0.158668	0.054822
	<i>mean squared revision</i>	0.1370	0.343925	0.058467	0.0936	0.098704	0.495329	0.061741	0.412678	0.063943	0.048761	0.1666	0.437276	1.309633	0.239294	0.433609	0.226896	1.465718	0.117606
	<i>relative mean absolute revision</i>	0.3185	0.640801	0.270836	0.5947	0.576248	0.700286	0.250146	0.450176	0.336697	0.298949	0.4870	0.551275	0.420032	0.530044	0.550063	0.426716	0.942037	0.343329
	<i>t-stat</i>	0.0630	0.291986	1.159726	0.1524	-0.25731	2.297237	0.936068	1.954399	0.934621	1.397369	0.6083	0.343395	0.301526	-0.1099	0.332457	0.862389	0.226805	-0.55462
	<i>t-crit</i>	2.0301	2.045231	2.03011	2.0301	2.032243	2.03011	2.03011	2.03011	2.03011	2.03011	2.0301	2.03011	2.051829	2.03011	2.03011	2.03011	2.03011	2.039515
	<i>Is mean revision significant?</i>	NO	NO	NO	NO	NO	YES	NO											
	<i>Correlation</i>	0.7387	0.579911	0.876264	0.7322	0.786886	0.554465	0.663792	0.833872	0.838354	0.688807	0.7284	0.829384	0.849615	0.631319	0.822013	0.832809	0.338027	0.774896
	<i>Min Revision</i>	-0.7	-1.622	-0.45605	-0.8	-0.59617	-1.52819	-0.33983	-0.96887	-0.48774	-0.55395	-1.5	-1.98125	-3.13502	-1.16578	-1.42878	-1.13147	-3.34551	-0.73998
	<i>Max Revision</i>	0.9	1.351653	0.507339	0.6	0.526325	2.152837	0.688032	1.44381	0.670138	0.42793	1.3	1.312108	3.358112	1.549993	1.021517	0.862977	2.651935	0.626911
	<i>Range</i>	1.6	2.973653	0.963391	1.3	1.122494	3.681028	1.007863	2.412677	1.157875	0.98188	2.8	3.293363	6.493134	2.715775	2.450292	1.994445	5.99745	1.368895
	<i>% Later &gt; Earlier</i>	47.2	56.66667	55.55556	50.0	54.28571	58.33333	55.55556	55.55556	58.33333	58.33333	52.8	55.55556	64.28571	52.77778	55.55556	50	43.75	48.64865
	<i>% Sign(Later) = Sign(Earlier)</i>	100.0	80	97.22222	77.8	85.71429	72.22222	100	77.77778	94.44444	97.22222	94.4	80.55556	89.28571	91.66667	75	88.88889	65.625	94.59459
	<i>Variance of Later estimate</i>	0.2919	0.43824	0.243559	0.1992	0.241476	0.584714	0.103953	0.95622	0.209817	0.072682	0.2854	1.186121	4.299848	0.24108	1.333656	0.690874	1.098807	0.288117
	<i>Variance of Earlier estimate</i>	0.2161	0.37578	0.191247	0.0864	0.218996	0.425712	0.066749	1.281131	0.142924	0.076086	0.3226	1.347022	4.39464	0.380659	0.916704	0.653262	1.115379	0.207512
	<i>UM %</i>	0.01	0.166561	3.247469	0.10	0.140773	7.705721	2.63236	5.140294	2.4356	4.289327	0.42	0.191692	0.128047	0.021295	0.241012	1.543486	0.087568	0.786104
	<i>UR %</i>	3.16	15.2624	0.040505	1.15	6.695333	10.53961	3.184354	24.26707	0.055584	16.7672	19.20	15.14437	8.547254	39.38605	0.015331	5.886366	33.63202	1.333215
	<i>UD %</i>	96.83	84.57104	96.71203	98.75	93.16389	81.75467	94.18329	70.59264	97.50882	78.96348	80.38	84.66393	91.3247	60.59265	99.74366	92.57015	66.28041	97.88068

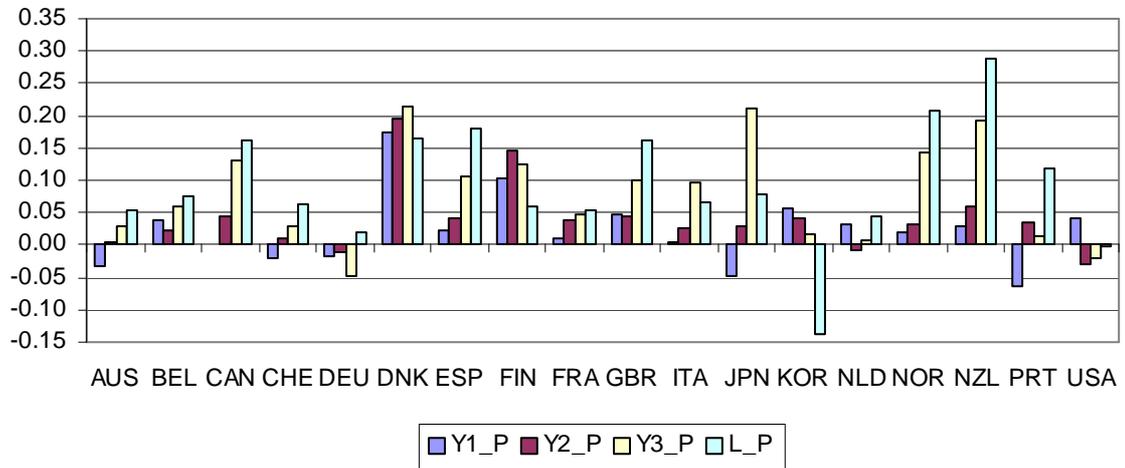
Y3 P		AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<b>Summary statistics</b>																			
sample	n	32	25	32	32	31	32	32	32	32	32	32	32	24	32	32	32	28	33
mean absolute revision		0.361189	0.500473	0.231927	0.2252	0.340824	0.609745	0.291527	0.475621	0.273831	0.167554	0.2408	0.709002	0.911579	0.394335	0.809218	0.57587	0.745352	0.304124
mean revision (Rbar)		0.029089	0.059017	0.131444	0.0291	-0.04932	0.214718	0.105435	0.124939	0.046491	0.098578	0.0964	0.211683	0.018201	0.007818	0.142069	0.193928	0.014314	-0.02035
st. dev(Rbar) - HAC formula		0.06146	0.102097	0.047318	0.0634	0.062397	0.103998	0.071711	0.077998	0.051114	0.032081	0.0466	0.124364	0.156231	0.088512	0.116189	0.084694	0.153875	0.06311
mean squared revision		0.195646	0.409309	0.079457	0.0806	0.160374	0.161093	0.143868	0.376677	0.107365	0.04659	0.1546	0.886932	1.608338	0.348113	0.943351	0.519665	0.928214	0.132715
relative mean absolute revision		0.375436	0.645408	0.274433	0.5490	0.656828	0.807916	0.342838	0.41558	0.427812	0.263098	0.4416	0.751922	0.448831	0.570345	0.888691	0.576883	0.907421	0.401437
t-stat		0.473291	0.578054	2.777867	0.4594	-0.79048	2.064646	1.470277	1.601837	0.909555	3.072788	2.0701	1.702126	0.116498	0.088329	1.222738	2.289747	0.09302	-0.32247
t-crit		2.039515	2.063888	2.039515	2.0395	2.04227	2.039515	2.039515	2.039515	2.039515	2.039515	2.0395	2.039515	2.068655	2.039515	2.039515	2.039515	2.051829	2.036932
Is mean revision significant?		NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	NO	YES	YES	NO	NO	NO	NO	YES	NO	NO
Correlation		0.697548	0.576076	0.865735	0.7283	0.734552	0.450415	0.520451	0.84909	0.760814	0.74187	0.7739	0.678378	0.826234	0.413117	0.530561	0.70171	0.509168	0.73382
Min Revision		-0.89215	-1.47438	-0.407	-0.6	-0.68345	-1.67491	-0.47705	-0.99619	-0.58414	-0.25443	-1.3	-2.92774	-3.46316	-1.68615	-1.70097	-1.65119	-2.28435	-0.68736
Max Revision		0.852028	1.116212	0.688239	0.5	0.737778	2.234925	1.072095	1.410445	0.656429	0.630803	1.3	1.8333	3.443323	1.8041	2.09793	1.599806	2.366571	0.904298
Range		1.74418	2.590594	1.095234	1.1	1.421233	3.908834	1.549142	2.406639	1.239573	0.889509	2.6	4.761036	6.906484	3.490247	3.798901	3.250999	4.620921	1.591661
% Later > Earlier		50	52	75	56.3	38.70968	56.25	43.75	50	56.25	71.875	65.6	56.25	54.16667	62.5	62.5	65.625	53.57143	45.45455
% Sign(Later) = Sign(Earlier)		93.75	84	96.875	78.1	80.64516	65.625	100	81.25	90.625	96.875	90.6	71.875	95.83333	81.25	71.875	84.375	71.42857	93.93939
Variance of Later estimate		0.377119	0.520309	0.248136	0.1688	0.337193	0.579301	0.178572	0.963918	0.249594	0.089406	0.2861	1.14963	4.44262	0.228645	0.952708	0.900016	0.587703	0.27932
Variance of Earlier estimate		0.21406	0.431335	0.189898	0.0770	0.228833	0.451284	0.073129	1.29298	0.137584	0.073286	0.3467	1.435325	4.781622	0.354704	1.012788	0.679747	1.192991	0.198983
UM %		0.432488	0.850961	71.74445	1.05	1.516956	7.483263	7.736278	4.144096	7.013154	20.85789	6.01	5.052273	0.020696	0.017559	2.139549	7.237077	0.027072	0.170664
UR %		0.601383	14.21628	0.025728	0.58	1.674602	17.56441	1.772159	24.44778	0.078402	12.15996	19.79	24.97906	12.32319	45.5106	25.29725	4.850258	53.07712	2.556333
UD %		96.96613	84.93276	78.22962	98.37	96.80844	74.95233	90.50101	71.40612	97.90644	66.96215	74.20	69.9667	67.65621	54.47184	72.5632	87.91271	46.90081	97.1316

L P		AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<b>Summary statistics</b>																			
sample	n	32	25	32	32	31	32	32	32	32	32	32	32	24	32	32	32	28	33
mean absolute revision		0.400223	0.534534	0.268043	0.443906	0.310972	0.585598	0.399382	0.711009	0.268507	0.304406	0.3595	0.802523	1.150343	0.380184	0.713235	0.648954	0.752449	0.351275
mean revision (Rbar)		0.052226	0.076742	0.163116	0.062804	0.020834	0.165837	0.180743	0.060136	0.055186	0.160586	0.0666	0.076934	-0.13903	0.044016	0.20874	0.287558	0.117767	-0.00313
st. dev(Rbar) - HAC formula		0.059807	0.09705	0.054186	0.09169	0.063909	0.097529	0.059121	0.098254	0.047496	0.055285	0.0664	0.135488	0.223399	0.069863	0.116405	0.107227	0.151079	0.0676
mean squared revision		0.263423	0.470365	0.103989	0.334363	0.141705	0.630148	0.219469	0.674149	0.102137	0.144134	0.2735	1.086618	2.400377	0.252976	0.788109	0.631214	1.03223	0.189301
relative mean absolute revision		0.39598	0.764857	0.310145	0.745964	0.558865	0.837937	0.430802	0.676145	0.429993	0.435578	0.6323	1.213346	0.613539	0.531775	0.643608	0.623348	0.820291	0.452643
t-stat		0.876164	0.79074	3.010299	0.684964	0.32599	1.70039	3.057171	0.61204	1.161892	2.904686	1.0028	0.567828	-0.62233	0.630031	1.793217	2.681759	0.779505	-0.04638
t-crit		2.039515	2.063888	2.039515	2.039515	2.04227	2.039515	2.039515	2.039515	2.039515	2.039515	2.0395	2.039515	2.068655	2.039515	2.039515	2.039515	2.051829	2.036932
Is mean revision significant?		NO	NO	YES	NO	NO	NO	YES	NO	NO	YES	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES	NO
Correlation		0.57756	0.429469	0.838474	0.461993	0.770948	0.392185	0.529949	0.697361	0.734393	0.291589	0.5836	0.509736	0.761242	0.602298	0.692817	0.639174	0.467179	0.611906
Min Revision		-1.16245	-1.67475	-0.49255	-1.37249	-0.6488	-1.78292	-0.65067	-1.6018	-0.66433	-0.33695	-1.4	-2.5905	-4.5405	-1.02279	-1.57333	-1.54965	-1.83341	-1.06787
Max Revision		1.263052	1.081973	0.75029	1.024495	0.581668	1.778228	0.893323	1.545063	0.607956	0.963519	1.5	1.887084	2.943626	1.336395	2.302323	1.600291	3.173992	0.98293
Range		2.425505	2.756728	1.242836	2.396983	1.230465	3.561146	1.444189	3.146864	1.272283	1.200472	2.9	4.47758	7.484326	2.361189	3.875657	3.149944	5.0074	2.050804
% Later > Earlier		50	64	71.875	62.5	54.83871	56.25	56.25	50	59.375	65.625	46.9	56.25	58.33333	53.125	68.75	65.625	57.14286	60.60606
% Sign(Later) = Sign(Earlier)		100	80	96.875	71.875	74.19365	71.875	96.875	78.125	93.75	96.875	84.4	75	91.66667	84.375	81.25	85.71429	93.93939	
Variance of Later estimate		0.373063	0.381631	0.26037	0.419483	0.346804	0.537768	0.259751	0.508803	0.212869	0.093276	0.2621	0.556552	5.167196	0.267136	1.304332	0.827574	0.644967	0.279299
Variance of Earlier estimate		0.21406	0.431335	0.189898	0.077042	0.228833	0.451284	0.073129	1.29298	0.137584	0.073286	0.3467	1.435325	4.781622	0.354704	1.012788	0.679747	1.192991	0.198983
UM %		1.035411	1.257066	25.58606	1.179669	0.306302	4.364362	14.88601	0.536423	2.981727	17.89168	1.62	0.544702	0.805233	0.785841	5.672657	13.1001	1.345991	0.005192
UR %		4.584911	32.57768	0.060443	0.140269	0.418546	23.42176	5.02E-05	60.6939	1.008278	22.8955	32.98	61.54476	8.673158	31.94377	6.025043	9.355127	49.8108	8.027142
UD %		94.37968	66.17025	74.35349	98.68007	99.27515	72.21388	85.11494	38.76967	96.00999	59.21283	65.40	37.91054	90.52161	67.29039	88.3023	77.54477	48.8456	91.96767



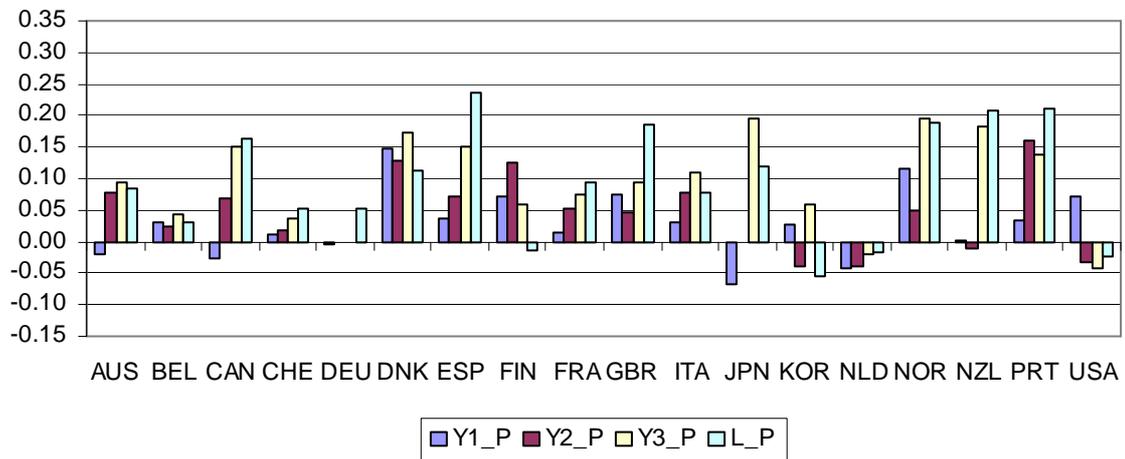
**Figure 7: Summary indices of revisions to the first published estimates. Mean revision**

**1995.1-2002.4\***



\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



**Table 2: Significance of the mean revision to the first published estimates\***

<b>(1995.1-2002.4)**</b>					<b>(1997.2-2002.4)</b>				
	<b>Y1_P</b>	<b>Y2_P</b>	<b>Y3_P</b>	<b>L_P</b>		<b>Y1_P</b>	<b>Y2_P</b>	<b>Y3_P</b>	<b>L_P</b>
<b>AUS</b>	NO	NO	NO	NO	<b>AUS</b>	NO	NO	NO	NO
<b>BEL</b>	NO	NO	NO	NO	<b>BEL</b>	NO	NO	NO	NO
<b>CAN</b>	NO	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>	<b>CAN</b>	NO	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>
<b>CHE</b>	NO	NO	NO	NO	<b>CHE</b>	NO	NO	NO	NO
<b>DEU</b>	NO	NO	NO	NO	<b>DEU</b>	NO	NO	NO	NO
<b>DNK</b>	<b>YES</b>	<b>YES</b>	<b>YES</b>	NO	<b>DNK</b>	NO	NO	NO	NO
<b>ESP</b>	NO	NO	NO	<b>YES</b>	<b>ESP</b>	NO	NO	NO	<b>YES</b>
<b>FIN</b>	NO	NO	NO	NO	<b>FIN</b>	NO	NO	NO	NO
<b>FRA</b>	NO	NO	NO	NO	<b>FRA</b>	NO	NO	NO	NO
<b>GBR</b>	NO	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>	<b>GBR</b>	NO	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>
<b>ITA</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO	<b>ITA</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO
<b>JPN</b>	NO	NO	NO	NO	<b>JPN</b>	NO	NO	NO	NO
<b>KOR</b>	NO	NO	NO	NO	<b>KOR</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NLD</b>	NO	NO	NO	NO	<b>NLD</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NOR</b>	NO	NO	NO	NO	<b>NOR</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NZL</b>	NO	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>	<b>NZL</b>	NO	NO	NO	NO
<b>PRT</b>	NO	NO	NO	NO	<b>PRT</b>	NO	NO	NO	NO
<b>USA</b>	NO	NO	NO	NO	<b>USA</b>	NO	NO	NO	NO

\* *t*-test, HAC estimated variance, 5% significance.

\*\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.4; PRT: 1996.1-2002.4.

**Table 3: Comparison of successive revisions. Significance of the mean revision\***

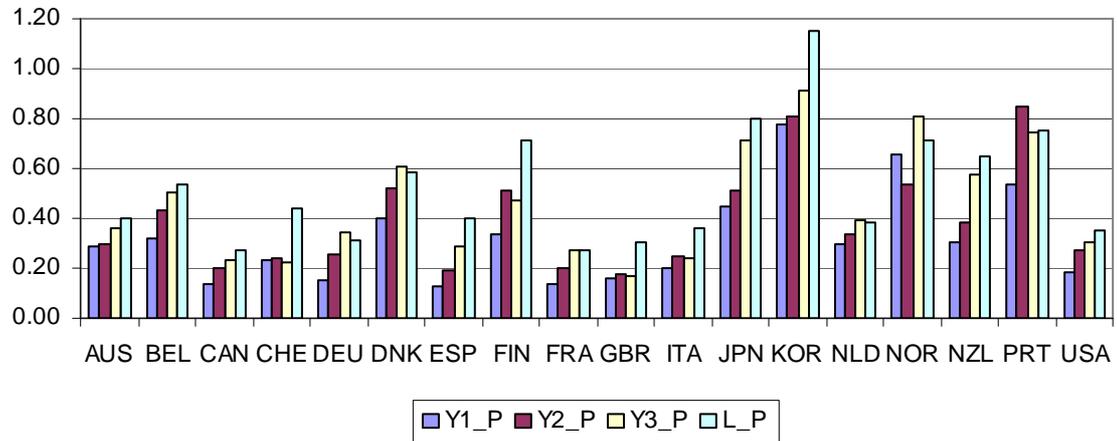
<b>(1995.1-2002.4)**</b>					<b>(1997.2-2002.4)</b>				
	<b>Y1_P</b>	<b>Y2_Y1</b>	<b>Y3_Y2</b>	<b>L_Y3</b>		<b>Y1_P</b>	<b>Y2_Y1</b>	<b>Y3_Y2</b>	<b>L_Y3</b>
<b>AUS</b>	NO	NO	NO	NO	<b>AUS</b>	NO	NO	NO	NO
<b>BEL</b>	NO	NO	NO	NO	<b>BEL</b>	NO	NO	NO	NO
<b>CAN</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO	<b>CAN</b>	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>	NO
<b>CHE</b>	NO	NO	NO	NO	<b>CHE</b>	NO	NO	NO	NO
<b>DEU</b>	NO	NO	NO	<b>YES</b>	<b>DEU</b>	NO	NO	NO	<b>YES</b>
<b>DNK</b>	<b>YES</b>	NO	NO	NO	<b>DNK</b>	NO	NO	NO	NO
<b>ESP</b>	NO	NO	NO	NO	<b>ESP</b>	NO	NO	NO	NO
<b>FIN</b>	NO	NO	NO	NO	<b>FIN</b>	NO	NO	NO	NO
<b>FRA</b>	NO	NO	NO	NO	<b>FRA</b>	NO	NO	NO	NO
<b>GBR</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO	<b>GBR</b>	NO	NO	NO	NO
<b>ITA</b>	NO	NO	NO	NO	<b>ITA</b>	NO	NO	NO	NO
<b>JPN</b>	NO	NO	NO	NO	<b>JPN</b>	NO	NO	NO	NO
<b>KOR</b>	NO	NO	NO	NO	<b>KOR</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NLD</b>	NO	NO	NO	NO	<b>NLD</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NOR</b>	NO	NO	NO	NO	<b>NOR</b>	NO	NO	NO	NO
<b>NZL</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO	<b>NZL</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO
<b>PRT</b>	NO	NO	NO	<b>YES</b>	<b>PRT</b>	NO	NO	NO	NO
<b>USA</b>	NO	NO	NO	NO	<b>USA</b>	NO	NO	NO	NO

\* *t*-test, HAC estimated variance, 5% significance.

\*\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.4; PRT: 1996.1-2002.4.

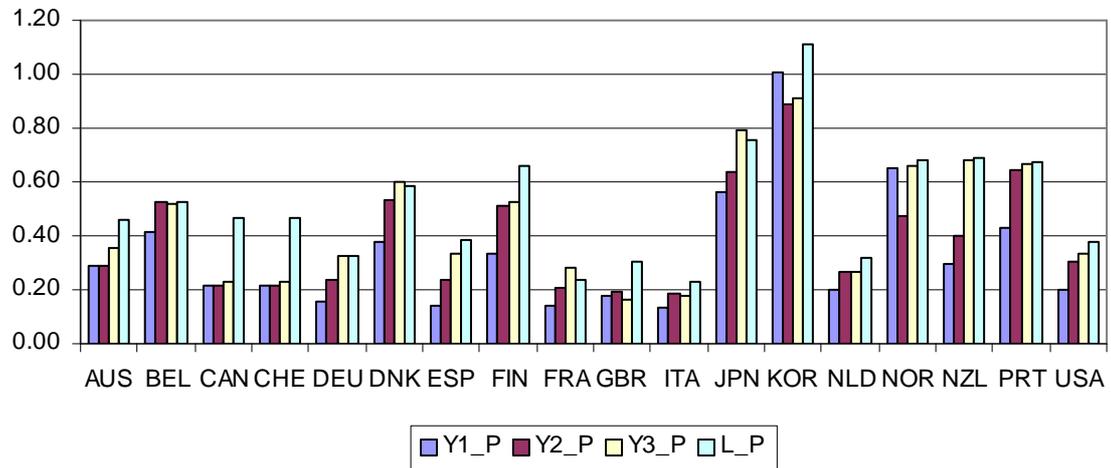
**Figure 8: Summary indices of revisions to the first published estimates. Mean absolute revision**

**1995.1-2002.4\***



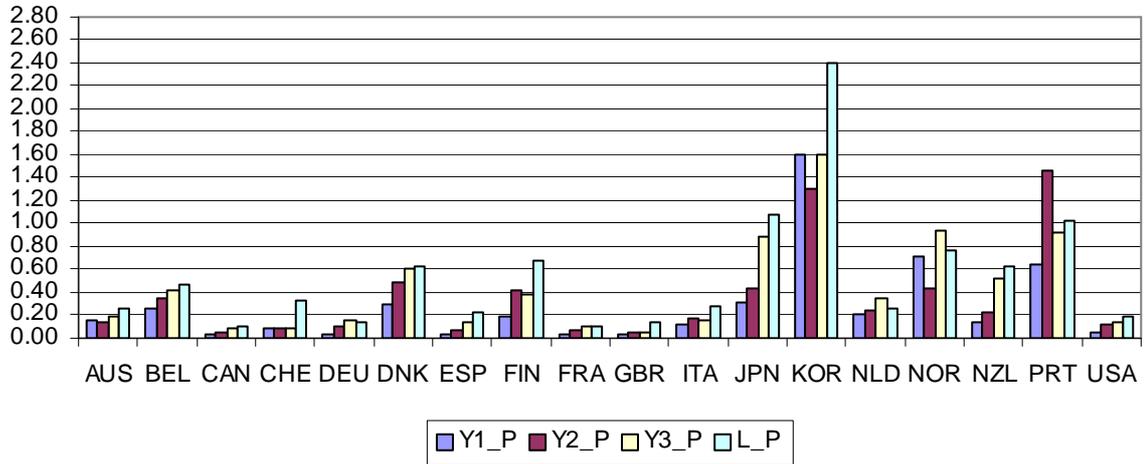
\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



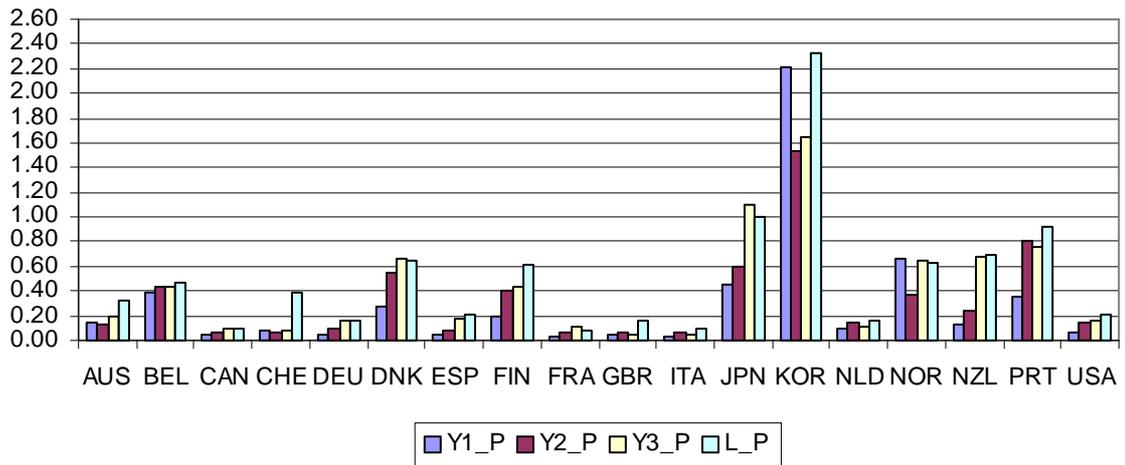
**Figure 9: Summary indices of revisions to the first published estimates. Mean squared revision**

**1995.1-2002.4\***



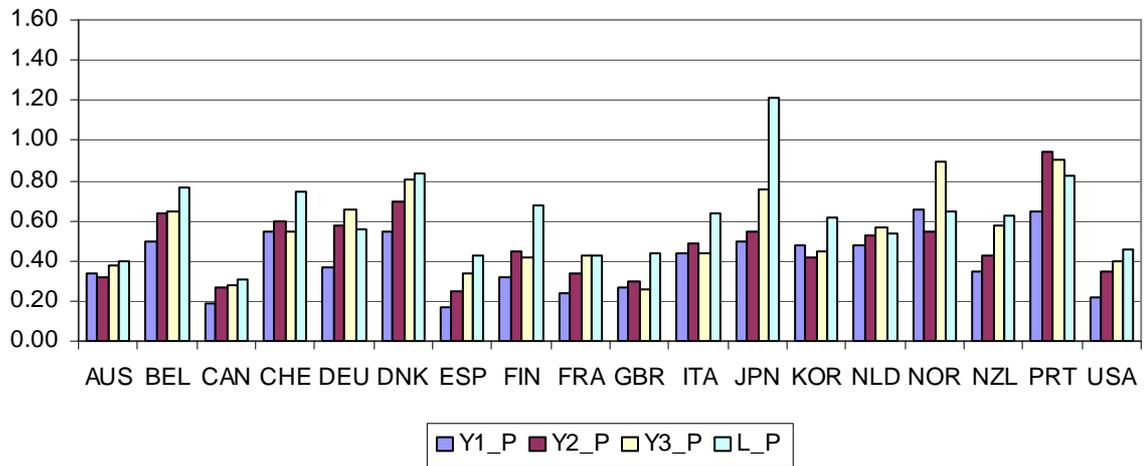
\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



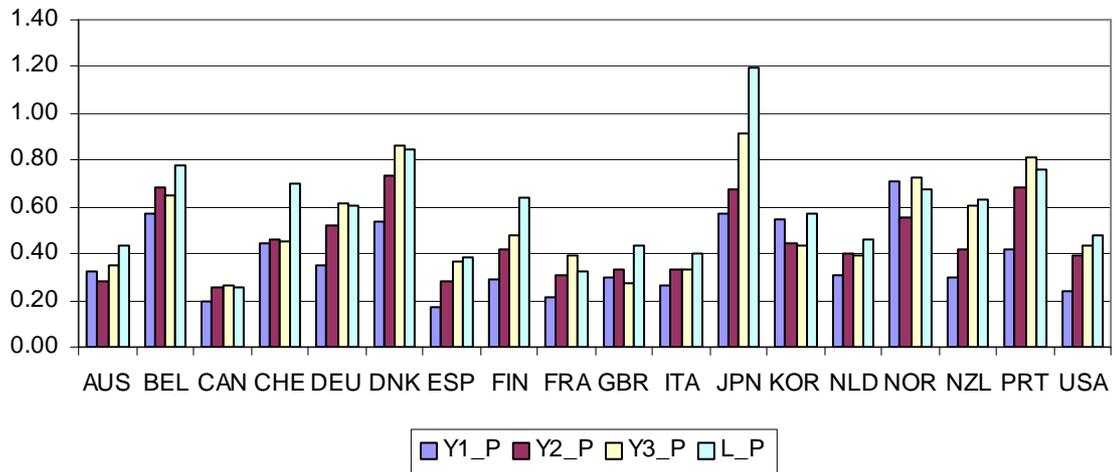
**Figure 10: Summary indices of revisions to the first published estimates. Mean relative absolute revision**

**1995.1-2002.4\***



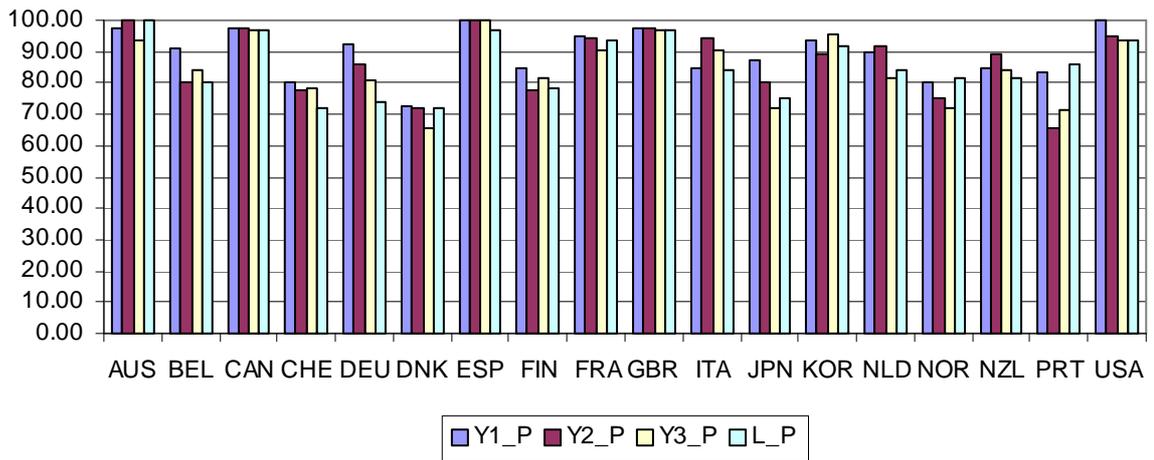
\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



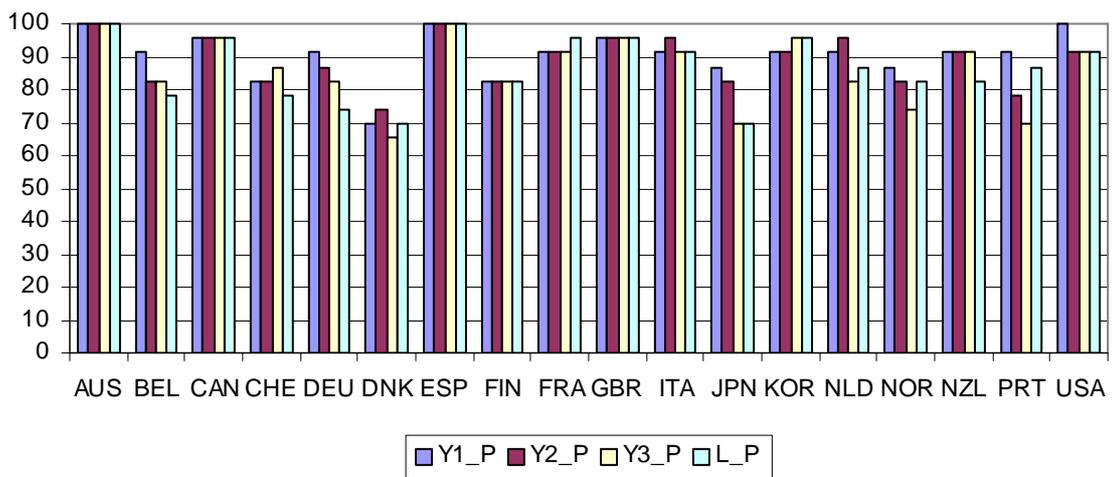
**Figure 11: Summary indices of revisions to the first published estimates. % of sign(E) = sign(L)**

**1995.1-2002.4\***



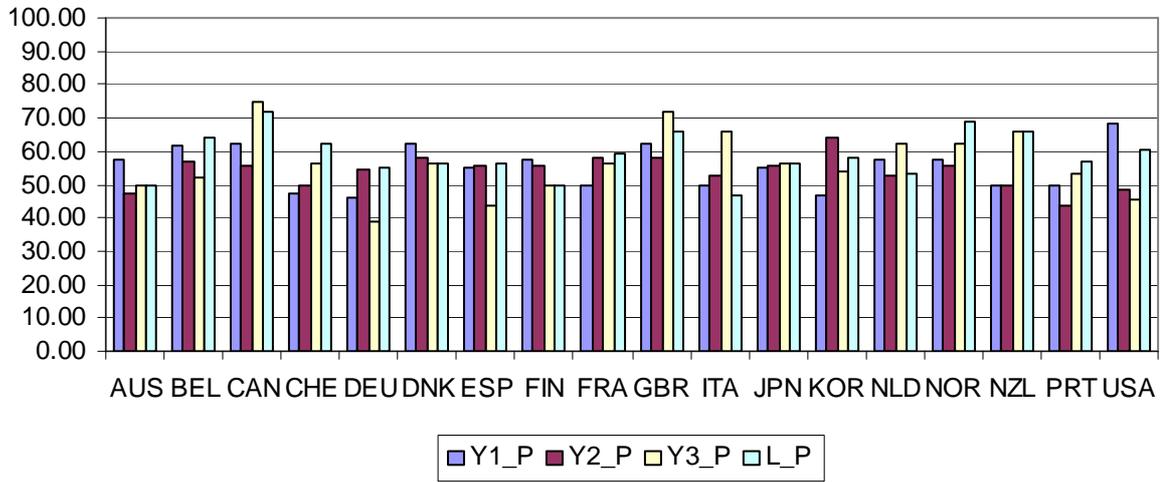
\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



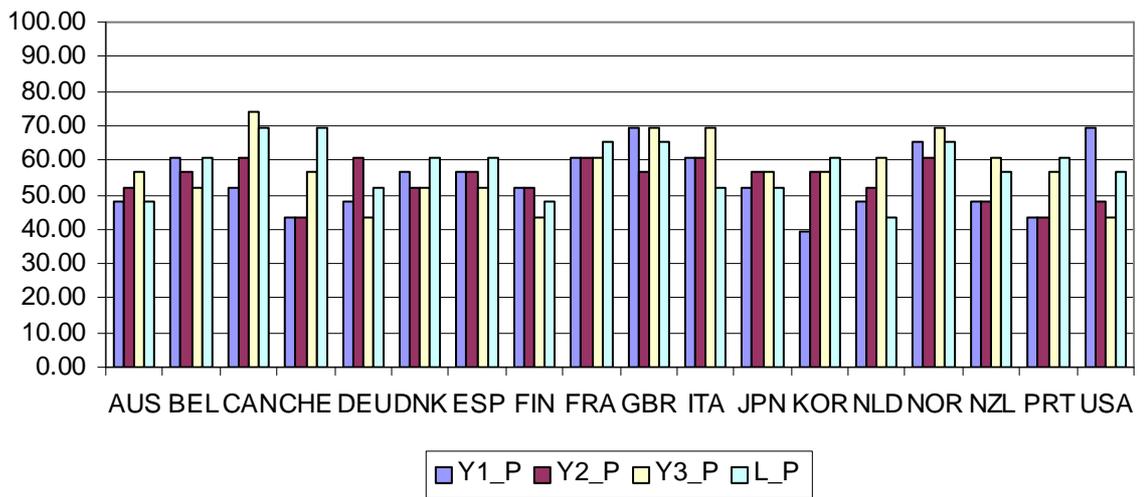
**Figure 12: Summary indices of revisions to the First published estimates. % of L > E.**

**1995.1-2002.4\***



\* DEU: 1995.2-2002.4; BEL: 1996.4-2002.4; KOR: 1997.1-2002.4; NOR: 1995.1-2002.3; PRT: 1996.1-2002.3.

**1997.2-2002.4**



## ANNEX

## A1. Organization of the database

Using the Australian GDP dataset as an example, the database of GDP in levels (table 4) is used to obtain the QoQ rates of change (table 5), based on which one obtains the revisions triangle (table 6) is calculated, from which the revisions spreadsheet is immediately extracted (table 7).

**Table 4: An excerpt from the QNA-MEI revisions database: level estimates<sup>31</sup>**

Revisions QNA-MEI dataset (OECD)

AUSTRALIA, Gross Domestic Product (constant prices, seasonally adjusted)

Level

AUS		Relating to period	1994Q 3	1994 Q4	1995 Q1	1995 Q2	1995Q 3	1995Q 4	1996 Q1	1996 Q2	1996 Q3	1996 Q4	1997 Q1	1997 Q2	1997 Q3
		First estimate	412.9	414.3	417.3	417.8	423.1	426.1	433.3	437.2	441.9	446.9	450.7	452.2	455.7
		December t+1	412.5	414.4	417.2	418.2	425.2	428.6	437.2	437.9	442.8	445.0	449.2	457.7	460.7
		December t+2	411.6	416.8	421.0	422.6	430.2	432.1	440.3	441.2	447.3	450.0	541.2	549.8	555.4
		December t+3	412.8	419.8	421.6	425.0	433.6	435.2	526.0	526.0	533.9	536.8	539.3	549.6	554.5
		1 year later	412.4	416.2	416.7	418.2	425.2	431.1	437.7	438.8	443.1	450.2	450.1	457.7	544.6
		2 years later	412.3	418.6	419.0	420.9	430.2	434.8	440.0	441.2	524.9	526.5	532.0	549.8	555.2
		3 years later	415.1	422.0	421.9	425.0	433.6	510.9	519.8	526.0	534.6	536.0	540.6	549.6	554.5
unit	level	Latest estimate	148.0	148.4	149.5	151.0	153.1	154.2	156.7	157.5	159.1	160.9	161.0	165.0	165.8
2001-02 \$A bln	QR	May-04	135.5	135.8	136.6	138.1	140.3	141.3	143.4	144.1	145.7	146.8	147.6	150.4	151.1
2001-02 \$A bln	QR	Jun-04	<b>135.5</b>	<b>135.8</b>	<b>136.6</b>	<b>138.1</b>	<b>140.3</b>	<b>141.3</b>	<b>143.4</b>	<b>144.1</b>	<b>145.7</b>	<b>146.8</b>	<b>147.6</b>	<b>150.4</b>	<b>151.1</b>
2001-02 \$A bln	QR	Jul-04	135.5	135.8	136.6	138.1	140.3	141.3	143.4	144.1	145.7	146.8	147.6	150.4	151.1
2001-02 \$A bln	QR	Aug-04	135.5	135.8	136.6	138.1	140.3	141.3	143.4	144.1	145.7	146.8	147.6	150.4	151.1
2002-03 \$A bln	QR	Sep-04	<b>139.1</b>	<b>139.4</b>	<b>140.2</b>	<b>141.8</b>	<b>144.0</b>	<b>144.8</b>	<b>147.2</b>	<b>147.9</b>	<b>149.5</b>	<b>150.6</b>	<b>151.5</b>	<b>154.4</b>	<b>155.1</b>
2002-03 \$A bln	QR	Oct-04	139.1	139.4	140.2	141.8	144.0	144.8	147.2	147.9	149.5	150.6	151.5	154.4	155.1
2002-03 \$A bln	QR	Nov-04	139.1	139.4	140.2	141.8	144.0	144.8	147.2	147.9	149.5	150.6	151.5	154.4	155.1
2002-03 \$A bln	QR	Dec-04	<b>139.2</b>	<b>139.5</b>	<b>140.3</b>	<b>141.9</b>	<b>144.2</b>	<b>145.1</b>	<b>147.4</b>	<b>148.2</b>	<b>149.8</b>	<b>150.8</b>	<b>151.6</b>	<b>154.8</b>	<b>155.3</b>
2002-03 \$A bln	QR	Jan-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.2	145.1	147.4	148.2	149.8	150.8	151.6	154.8	155.3
2002-03 \$A bln	QR	Feb-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.2	145.1	147.4	148.2	149.8	150.8	151.6	154.8	155.3
2002-03 \$A bln	QR	Mar-05	<b>139.2</b>	<b>139.5</b>	<b>140.3</b>	<b>141.9</b>	<b>144.2</b>	<b>145.2</b>	<b>147.4</b>	<b>148.1</b>	<b>149.7</b>	<b>150.9</b>	<b>151.6</b>	<b>154.9</b>	<b>155.4</b>
2002-03 \$A bln	QR	Apr-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.2	145.2	147.4	148.1	149.7	150.9	151.6	154.9	155.4
2002-03 \$A bln	QR	May-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.2	145.2	147.4	148.1	149.7	150.9	151.6	154.9	155.4
2002-03 \$A bln	QR	Jun-05	<b>139.2</b>	<b>139.5</b>	<b>140.3</b>	<b>141.9</b>	<b>144.1</b>	<b>145.2</b>	<b>147.4</b>	<b>148.1</b>	<b>149.7</b>	<b>150.9</b>	<b>151.6</b>	<b>154.9</b>	<b>155.4</b>
2002-03 \$A bln	QR	Jul-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.1	145.2	147.4	148.1	149.7	150.9	151.6	154.9	155.4
2002-03 \$A bln	QR	Aug-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.1	145.2	147.4	148.1	149.7	150.9	151.6	154.9	155.4
2002-03 \$A bln	QR	Sep-05	139.2	139.5	140.3	141.9	144.1	145.2	147.4	148.1	149.7	150.9	151.6	154.9	155.4
2003-04 \$A bln	QR	Oct-05	<b>143.3</b>	<b>143.7</b>	<b>144.5</b>	<b>146.0</b>	<b>148.2</b>	<b>149.4</b>	<b>151.5</b>	<b>152.2</b>	<b>153.8</b>	<b>155.2</b>	<b>155.8</b>	<b>159.3</b>	<b>159.7</b>
2003-04 \$A bln	QR	Nov-05	143.3	143.7	144.5	146.0	148.2	149.4	151.5	152.2	153.8	155.2	155.8	159.3	159.7
2003-04 \$A bln	QR	Dec-05	143.3	143.7	144.5	146.0	148.2	149.4	151.5	152.2	153.8	155.2	155.8	159.3	159.7
2003-04 \$A bln	QR	Jan-06	<b>148.0</b>	<b>148.5</b>	<b>149.6</b>	<b>150.9</b>	<b>153.1</b>	<b>154.2</b>	<b>156.7</b>	<b>157.6</b>	<b>159.1</b>	<b>160.9</b>	<b>161.0</b>	<b>165.0</b>	<b>165.8</b>
2003-04 \$A bln	QR	Feb-06	148.0	148.5	149.6	150.9	153.1	154.2	156.7	157.6	159.1	160.9	161.0	165.0	165.8
2003-04 \$A bln	QR	Mar-06	<b>148.0</b>	<b>148.4</b>	<b>149.5</b>	<b>151.0</b>	<b>153.1</b>	<b>154.2</b>	<b>156.7</b>	<b>157.5</b>	<b>159.1</b>	<b>160.9</b>	<b>161.0</b>	<b>165.0</b>	<b>165.8</b>
2003-04 \$A bln	QR	Apr-06	148.0	148.4	149.5	151.0	153.1	154.2	156.7	157.5	159.1	160.9	161.0	165.0	165.8
2003-04 \$A bln	QR	May-06	148.0	148.4	149.5	151.0	153.1	154.2	156.7	157.5	159.1	160.9	161.0	165.0	165.8

<sup>31</sup> This web sheet contains values with different precision. When possible, values have been taken from the QNA-MEI database, where more precision is available. Numbers with less precision have been taken from MEI paper editions.

**Table 5: An excerpt from the QNA-MEI revisions database: quarter-on-quarter growth rates**

Revisions QNA-MEI dataset (OECD)  
 AUSTRALIA, Gross Domestic Product (constant prices, seasonally adjusted)  
 QoQ rates of changes (%)

Relating to period	1994 Q4	1995 Q1	1995 Q2	1995 Q3	1995 Q4	1996 Q1	1996 Q2	1996 Q3	1996 Q4	1997 Q1	1997 Q2	1997 Q3	1997Q4	1998 Q1	1998 Q2	1998 Q3	1998 Q4	1999 Q1	1999 Q2
First estimate	0.4	0.7	0.7	1.4	0.5	1.9	0.3	1.2	0.8	0.9	1.2	1.1	0.4	1.7	0.9	1.0	1.1	1.1	0.2
December t+1	0.5	0.1	0.2	1.7	0.8	1.2	0.2	1.1	0.5	-0.2	1.9	0.6	0.8	1.5	0.7	0.9	1.5	1.3	0.4
December t+2	1.3	0.3	0.4	1.8	0.4	1.2	0.2	1.4	0.6	0.8	1.6	1.0	1.3	1.5	1.0	1.5	1.6	1.0	0.7
December t+3	1.7	0.0	0.8	2.0	0.4	1.8	0.0	1.5	0.5	0.7	1.9	0.9	1.2	1.6	0.7	1.6	1.6	0.7	0.6
1 year later	0.9	0.1	0.2	1.7	0.6	1.5	0.3	1.3	0.7	-0.3	1.9	0.4	1.4	1.1	0.7	0.9	1.4	0.9	0.5
2 years later	1.5	0.1	0.5	1.8	0.3	1.2	0.2	1.2	0.3	0.5	1.6	1.0	1.4	1.2	0.9	1.6	1.6	1.2	0.4
3 years later	1.7	0.0	0.8	2.0	0.4	1.5	0.0	1.6	0.3	0.7	1.9	0.9	1.3	1.4	1.1	1.6	1.7	0.8	0.6
Latest estimate																			
May-02	0.5	0.2	1.5	1.5	0.4	1.8	0.3	1.3	0.5	0.5	1.8	0.8	1.2	1.5	0.8	1.7	1.7	0.8	0.8
Jun-02	0.5	0.2	1.5	1.5	0.4	1.8	0.3	1.3	0.5	0.5	1.8	0.8	1.2	1.5	0.8	1.7	1.7	0.8	0.8
Jul-02	0.3	0.4	1.4	1.4	0.6	1.7	0.2	1.3	0.7	0.3	1.8	0.8	1.3	1.6	0.6	1.6	1.9	0.8	0.6
Aug-02	0.3	0.4	1.4	1.4	0.6	1.7	0.2	1.3	0.7	0.3	1.8	0.8	1.3	1.6	0.6	1.6	1.9	0.8	0.6
Sep-02	0.3	0.4	1.4	1.4	0.6	1.7	0.2	1.3	0.7	0.3	1.8	0.8	1.3	1.6	0.6	1.6	1.9	0.8	0.6
Oct-02	0.4	0.4	1.4	1.4	0.5	1.8	0.3	1.4	0.8	0.3	1.9	0.7	1.3	1.5	0.8	1.7	1.9	0.7	0.6
Nov-02	0.4	0.4	1.4	1.4	0.5	1.8	0.3	1.4	0.8	0.3	1.9	0.7	1.3	1.5	0.8	1.7	1.9	0.7	0.6
Dec-02	0.4	0.4	1.4	1.4	0.5	1.8	0.3	1.4	0.8	0.3	1.9	0.7	1.3	1.5	0.8	1.7	1.9	0.7	0.6
Jan-03	0.2	0.5	1.4	1.5	0.7	1.5	0.4	1.4	0.8	0.2	1.8	0.7	1.3	1.5	0.8	1.6	2.2	0.2	0.8
Feb-03	0.2	0.5	1.4	1.5	0.7	1.5	0.4	1.4	0.8	0.2	1.8	0.7	1.3	1.5	0.8	1.6	2.2	0.2	0.8
Mar-03	0.2	0.5	1.4	1.5	0.7	1.5	0.4	1.4	0.8	0.2	1.8	0.7	1.3	1.5	0.8	1.6	2.2	0.2	0.8
Apr-03	0.3	0.5	1.4	1.5	0.7	1.5	0.4	1.3	0.8	0.3	1.8	0.7	1.3	1.4	0.9	1.6	2.2	0.2	0.8
May-03	0.3	0.5	1.4	1.5	0.7	1.5	0.4	1.3	0.8	0.3	1.8	0.7	1.3	1.4	0.9	1.6	2.2	0.2	0.8
Jun-03	0.2	0.5	1.3	1.5	0.7	1.6	0.3	1.4	0.8	0.4	1.6	0.8	1.4	1.4	0.9	1.5	2.3	0.1	0.8
Jul-03	0.2	0.5	1.3	1.5	0.7	1.6	0.3	1.4	0.8	0.4	1.6	0.8	1.4	1.4	0.9	1.5	2.3	0.1	0.8
Aug-03	0.2	0.5	1.3	1.5	0.7	1.6	0.3	1.4	0.8	0.4	1.6	0.8	1.4	1.4	0.9	1.5	2.3	0.1	0.8
Sep-03	0.2	0.5	1.3	1.5	0.7	1.6	0.3	1.4	0.8	0.4	1.6	0.8	1.4	1.4	0.9	1.5	2.3	0.1	0.8
Oct-03	0.3	0.5	1.2	1.6	0.7	1.6	0.3	1.3	0.8	0.4	1.6	0.8	1.5	1.3	0.9	1.5	2.2	0.1	0.9
Nov-03	0.3	0.5	1.2	1.6	0.7	1.6	0.3	1.3	0.8	0.4	1.6	0.8	1.5	1.3	0.9	1.5	2.2	0.1	0.9
Dec-03	0.3	0.5	1.2	1.6	0.7	1.6	0.3	1.3	0.8	0.4	1.6	0.8	1.5	1.3	0.9	1.5	2.2	0.1	0.9
Jan-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.8	1.4	0.5	1.1	0.8	0.4	1.9	0.5	1.6	1.2	1.2	1.5	1.7	0.6	0.9
Feb-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.8	1.4	0.5	1.1	0.8	0.4	1.9	0.5	1.6	1.2	1.2	1.5	1.7	0.6	0.9
Mar-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.8	1.4	0.5	1.1	0.8	0.4	1.9	0.5	1.6	1.2	1.2	1.5	1.7	0.6	0.9
Apr-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.7	1.5	0.4	1.1	0.8	0.5	1.9	0.5	1.5	1.3	1.1	1.5	1.7	0.7	0.9
May-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.7	1.5	0.4	1.1	0.8	0.5	1.9	0.5	1.5	1.3	1.1	1.5	1.7	0.7	0.9
Jun-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	1.9	0.4	1.5	1.2	1.2	1.5	1.7	0.7	0.9
Jul-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	1.9	0.4	1.5	1.2	1.2	1.5	1.7	0.7	0.9
Aug-04	0.3	0.6	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	1.9	0.4	1.5	1.2	1.2	1.5	1.7	0.7	0.9
Sep-04	0.2	0.6	1.1	1.6	0.6	1.6	0.5	1.1	0.7	0.6	1.9	0.4	1.5	1.3	1.2	1.5	1.6	0.8	1.0
Oct-04	0.2	0.6	1.1	1.6	0.6	1.6	0.5	1.1	0.7	0.6	1.9	0.4	1.5	1.3	1.2	1.5	1.6	0.8	1.0
Nov-04	0.2	0.6	1.1	1.6	0.6	1.6	0.5	1.1	0.7	0.6	1.9	0.4	1.5	1.3	1.2	1.5	1.6	0.8	1.0
Dec-04	0.2	0.6	1.2	1.6	0.7	1.6	0.5	1.1	0.7	0.5	2.1	0.4	1.4	1.5	1.0	1.6	1.7	0.6	0.9
Jan-05	0.2	0.6	1.2	1.6	0.7	1.6	0.5	1.1	0.7	0.5	2.1	0.4	1.4	1.5	1.0	1.6	1.7	0.6	0.9
Feb-05	0.2	0.6	1.2	1.6	0.7	1.6	0.5	1.1	0.7	0.5	2.1	0.4	1.4	1.5	1.0	1.6	1.7	0.6	0.9
Mar-05	0.2	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.5	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Apr-05	0.2	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.5	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
May-05	0.2	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.5	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Jun-05	0.3	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.6	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Jul-05	0.3	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.6	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Aug-05	0.3	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.6	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Sep-05	0.3	0.5	1.1	1.6	0.7	1.5	0.5	1.1	0.8	0.5	2.2	0.3	1.3	1.6	1.0	1.5	1.8	0.5	1.0
Oct-05	0.3	0.5	1.1	1.5	0.8	1.4	0.5	1.1	0.9	0.4	2.3	0.2	1.4	1.7	0.8	1.5	1.9	0.5	1.0
Nov-05	0.3	0.5	1.1	1.5	0.8	1.4	0.5	1.1	0.9	0.4	2.3	0.2	1.4	1.7	0.8	1.5	1.9	0.5	1.0
Dec-05	0.3	0.5	1.1	1.5	0.8	1.4	0.5	1.1	0.9	0.4	2.3	0.2	1.4	1.7	0.8	1.5	1.9	0.5	1.0
Jan-06	0.4	0.7	0.9	1.5	0.7	1.7	0.6	1.0	1.1	0.1	2.5	0.4	1.2	1.4	0.8	1.6	1.8	0.6	1.1
Feb-06	0.4	0.7	0.9	1.5	0.7	1.7	0.6	1.0	1.1	0.1	2.5	0.4	1.2	1.4	0.8	1.6	1.8	0.6	1.1
Mar-06	0.3	0.7	1.0	1.4	0.7	1.6	0.5	1.0	1.1	0.1	2.5	0.5	1.2	1.4	0.7	1.6	1.8	0.6	1.1
Apr-06	0.3	0.7	1.0	1.4	0.7	1.6	0.5	1.0	1.1	0.1	2.5	0.5	1.2	1.4	0.7	1.6	1.8	0.6	1.1
May-06	0.3	0.7	1.0	1.4	0.7	1.6	0.5	1.0	1.1	0.1	2.5	0.5	1.2	1.4	0.7	1.6	1.8	0.6	1.1

**Table 6: An excerpt from the QNA-MEI revisions database: revisions triangle**  
**Revisions QNA-MEI dataset (OECD)**

AUSTRALIA, Gross Domestic Product (constant prices, seasonally adjusted)  
 Revisions to QoQ rates of changes

Relating to period	1994 Q4	1995 Q1	1995 Q2	1995 Q3	1995 Q4	1996 Q1	1996 Q2	1996 Q3	1996 Q4	1997 Q1	1997 Q2	1997 Q3	1997 Q4	1998 Q1	1998 Q2	1998 Q3	1998 Q4	1999 Q1	1999 Q2
First estimate	0.4	0.7	0.7	1.4	0.5	1.9	0.3	1.2	0.8	0.9	1.2	1.1	0.4	1.7	0.9	1.0	1.1	1.1	0.2
December t+1	0.5	0.1	0.2	1.7	0.8	1.2	0.2	1.1	0.5	-0.2	1.9	0.6	0.8	1.5	0.7	0.9	1.5	1.3	0.4
December t+2	1.3	0.3	0.4	1.8	0.4	1.2	0.2	1.4	0.6	0.8	1.6	1.0	1.3	1.5	1.0	1.5	1.6	1.0	0.7
December t+3	1.7	0.0	0.8	2.0	0.4	1.8	0.0	1.5	0.5	0.7	1.9	0.9	1.2	1.6	0.7	1.6	1.6	0.7	0.6
1 year later	0.9	0.1	0.2	1.7	0.6	1.5	0.3	1.3	0.7	-0.3	1.9	0.4	1.4	1.1	0.7	0.9	1.4	0.9	0.5
2 years later	1.5	0.1	0.5	1.8	0.3	1.2	0.2	1.2	0.3	0.5	1.6	1.0	1.4	1.2	0.9	1.6	1.6	1.2	0.4
3 years later	1.7	0.0	0.8	2.0	0.4	1.5	0.0	1.6	0.3	0.7	1.9	0.9	1.3	1.4	1.1	1.6	1.7	0.8	0.6
Latest estimate																			
May-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jun-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jul-02	-0.1	0.2	-0.1	-0.1	0.2	-0.1	0.0	0.0	0.2	-0.2	0.0	0.0	0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.2	0.0	-0.1
Aug-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sep-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Oct-02	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	-0.1	0.0
Nov-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Dec-02	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jan-03	-0.2	0.1	-0.1	0.1	0.2	-0.2	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.1	-0.1	0.3	-0.5	0.1
Feb-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mar-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Apr-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
May-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jun-03	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.1	-0.1	0.1	-0.2	0.1	0.1	-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1
Jul-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Aug-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sep-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Oct-03	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0
Nov-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Dec-03	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jan-04	0.0	0.0	-0.2	0.1	0.1	-0.1	0.2	-0.2	0.0	0.0	0.3	-0.3	0.1	-0.1	0.2	0.0	-0.5	0.5	0.1
Feb-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mar-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Apr-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	-0.1
May-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jun-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Jul-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Aug-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sep-04	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.0
Oct-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Nov-04	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Dec-04	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.1	-0.1	-0.1	0.3	-0.2	0.1	0.1	-0.2	0.0
Jan-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Feb-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mar-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Apr-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
May-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jun-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jul-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Aug-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sep-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Oct-05	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.1	-0.1	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.1	-0.1	0.1	0.1	-0.1	0.0	0.1	-0.1	0.0
Nov-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Dec-05	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Jan-06	0.1	0.2	-0.2	0.0	-0.1	0.2	0.1	-0.1	0.2	-0.3	0.2	0.2	-0.2	-0.3	-0.1	0.1	-0.1	0.1	0.1
Feb-06	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mar-06	0.0	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Apr-06	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
May-06	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

**Table 7: An excerpt from the QNA-MEI revisions database. Revisions spreadsheet**

Revisions QNA-MEI dataset (OECD)  
 AUSTRALIA, Gross Domestic Product (constant prices, seasonally adjusted)  
 Revisions spreadsheet

Relating to Period	First estimate	Value December year t+1	Value December year t+2	Value December year t+3	Estimate published 1 year later	Estimate published 2 years later	Estimate published 3 years later	Latest estimate	Latest estimate published at least 3 years later
1994Q4	0.4	0.5	1.3	1.7	0.9	1.5	1.7	0.3	0.3
1995Q1	0.7	0.1	0.3	0.0	0.1	0.1	0.0	0.7	0.7
1995Q2	0.7	0.2	0.4	0.8	0.2	0.5	0.8	1.0	1.0
1995Q3	1.4	1.7	1.8	2.0	1.7	1.8	2.0	1.4	1.4
1995Q4	0.5	0.8	0.4	0.4	0.6	0.3	0.4	0.7	0.7
1996Q1	1.9	1.2	1.2	1.8	1.5	1.2	1.5	1.6	1.6
1996Q2	0.3	0.2	0.2	0.0	0.3	0.2	0.0	0.5	0.5
1996Q3	1.2	1.1	1.4	1.5	1.3	1.2	1.6	1.0	1.0
1996Q4	0.8	0.5	0.6	0.5	0.7	0.3	0.3	1.1	1.1
1997Q1	0.9	-0.2	0.8	0.7	-0.3	0.5	0.7	0.1	0.1
1997Q2	1.2	1.9	1.6	1.9	1.9	1.6	1.9	2.5	2.5
1997Q3	1.1	0.6	1.0	0.9	0.4	1.0	0.9	0.5	0.5
1997Q4	0.4	0.8	1.3	1.2	1.4	1.4	1.3	1.2	1.2
1998Q1	1.7	1.5	1.5	1.6	1.1	1.2	1.4	1.4	1.4
1998Q2	0.9	0.7	1.0	0.7	0.7	0.9	1.1	0.7	0.7
1998Q3	1.0	0.9	1.5	1.6	0.9	1.6	1.6	1.6	1.6
1998Q4	1.1	1.5	1.6	1.6	1.4	1.6	1.7	1.8	1.8
1999Q1	1.1	1.3	1.0	0.7	0.9	1.2	0.8	0.6	0.6
1999Q2	0.2	0.4	0.7	0.6	0.5	0.4	0.6	1.1	1.1
1999Q3	1.6	1.4	1.2	1.3	1.3	1.4	1.5	0.4	0.4
1999Q4	1.0	1.0	1.3	1.2	1.1	1.3	1.1	1.6	1.6
2000Q1	1.1	0.8	0.5	0.2	1.2	0.5	0.2	0.9	0.9
2000Q2	0.7	0.8	1.0	1.3	0.8	1.0	1.3	1.2	1.2
2000Q3	0.6	0.3	0.4	0.2	0.3	0.2	0.1	0.2	0.2
2000Q4	-0.6	-0.4	-0.6	-0.7	-0.5	-0.6	-0.5	-1.0	-1.0
2001Q1	1.1	0.9	0.9	0.7	0.6	0.9	0.8	1.1	1.1
2001Q2	0.9	1.0	1.2	1.2	1.0	1.2	1.3	0.8	0.8
2001Q3	1.1	1.2	1.0	1.3	1.3	1.2	1.3	1.1	1.1
2001Q4	1.3	1.1	1.5	1.1	1.2	1.1	1.1	1.1	1.1
2002Q1	0.9	0.4	0.7	0.8	0.5	0.7	0.8	1.0	1.0
2002Q2	0.6	0.8	1.3	1.2	0.8	1.1	1.2	1.2	1.2
2002Q3	0.9	1.0	0.8	0.9	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9
2002Q4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.1	0.5	0.1	0.1	0.1
2003Q1	0.7	0.8	0.8		0.9	0.7		0.9	
2003Q2	0.1	0.4	0.2		0.2	0.2		0.1	
2003Q3	1.2	1.7	1.7		1.7	1.6		1.7	
2003Q4	1.4	1.5	1.6		1.6	1.6		1.6	
2004Q1	0.2	0.4			0.3			0.8	
2004Q2	0.6	0.6			0.7			0.5	
2004Q3	0.3	0.4			0.4			0.4	
2004Q4	0.1	0.3			0.3			0.3	
2005Q1	0.7							0.7	
2005Q2	1.3							1.3	
2005Q3	0.2							0.3	
2005Q4	0.5							0.5	

The revisions spreadsheet may finally be used to calculate summary statistics on revisions for various comparisons, as shown in table 8.

**Table 8: An excerpt from the QNA-MEI revisions database. Summary statistics for various comparisons**

AUSTRALIA, Gross Domestic Product (constant prices, seasonally adjusted)  
Common sample

<b>Summary statistics</b>	<b>Y1_P</b>	<b>Y2_P</b>	<b>Y3_P</b>	<b>L_P</b>	<b>Y2_Y1</b>	<b>Y3_Y2</b>	<b>L_Y3</b>	<b>Y3_Y1</b>
<b>sample</b>	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4	95.1-02.4
<b>n</b>	32	32	32	32	32	32	32	32
<b>mean absolute revision</b>	0.313143	0.30642	0.361211	0.40024521	0.236055	0.178526	0.345291	0.283014
<b>mean revision (Rbar)</b>	-0.0855	-0.0218	0.0291	0.0522	0.0637	0.0509	0.0231	0.1146
<b>st. dev(Rbar) - HAC formula</b>	0.0519	0.0616	0.0615	0.0596	0.0490	0.0304	0.0532	0.0564
<b>mean squared revision</b>	0.1742	0.1459	0.1957	0.2634	0.0931	0.0450	0.1989	0.1411
<b>relative mean absolute revision</b>	0.3636	0.3354	0.3755	0.3960	0.2584	0.1856	0.3416	0.2942
<b>t-stat</b>	-1.6486	-0.3547	0.4736	0.8764	1.2989	1.6758	0.4349	2.0324
<b>t-crit</b>	2.0395	2.0395	2.0395	2.0395	2.0395	2.0395	2.0395	2.0395
<b>Is mean revision significant?</b>	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
<b>Correlation</b>	0.6876	0.7122	0.6975	0.5775	0.8480	0.9459	0.7355	0.8168
<b>Min Revision</b>	-1.2	-0.7	-0.9	-1.2	-0.6	-0.4	-1.1	-1.0
<b>Max Revision</b>	1.0	0.9	0.9	1.3	0.8	0.4	0.9	1.0
<b>Range</b>	2.2	1.6	1.7	2.4	1.4	0.8	2.0	1.9
<b>% Later &gt; Earlier</b>	46.9	40.6	50.0	50.0	56.3	65.6	56.3	62.5
<b>% Sign(Later) = Sign(Earlier)</b>	96.9	100.0	93.8	100.0	96.9	93.8	93.8	90.6
<b>Variance of Later estimate</b>	0.3032	0.2802	0.3771	0.3731	0.2802	0.3771	0.3731	0.3771
<b>Variance of Earlier estimate</b>	0.2141	0.2141	0.2141	0.2141	0.3032	0.2802	0.3771	0.3032
<b>UM %</b>	4.20	0.33	0.43	1.04	4.36	5.77	0.27	9.31
<b>UR %</b>	4.05	5.03	0.60	4.59	11.13	5.91	13.66	1.71
<b>UD %</b>	91.75	94.64	98.96	94.38	84.51	88.32	86.07	88.98

**Legend:**

- P: First published estimate
- L: Latest published estimate (at least 3 years after the first)
- Y1: Estimate published 1 year later
- Y2: Estimate published 2 years later
- Y3: Estimate published 3 years later
- Y1\_P: Revision between Y1 and P, etc...

## A2. Summary statistics on release time of GDP. Number of months between the date of publication on MEI and the third month of the reference quarter

This table presents summary information about “QNA-MEI” view on timeliness in the release of GDP, filtered through the publication practices adopted by OECD. Due to different release timing across countries, this allows an international comparison (MEI is commonly published during the first week of the month<sup>32</sup>)

### Whole sample

	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<b>Mean</b>	2.66	3.45	2.07	2.93	2.40	3.02	2.68	2.91	2.25	2.02	2.89	2.57	2.35	2.57	2.95	3.45	6.90	1.16
<b>Median</b>	3	4	2	3	2	3	3	3	2	2	3	3	2	2	3	3	5	1
<b>Mode</b>	3	4	2	3	2	3	2	3	2	2	3	3	2	2	3	3	3	1
<b>Maximum</b>	4	8	3	4	5	5	5	4	4	3	6	3	6	5	7	9	22	4
<b>Minimum</b>	2	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	2	2	3	2	1
<b>Range</b>	2	7	1	2	3	3	3	2	2	1	4	1	5	3	5	6	20	3
<b>Std. Dev.</b>	0.56	1.60	0.25	0.58	0.62	0.87	0.73	0.51	0.48	0.15	0.88	0.50	0.88	0.99	0.98	1.10	4.79	0.51
<b>Sample</b>	95.1-05.4	96.4-06.1	95.1-05.4	95.1-05.4	95.2-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	97.1-06.1	95.1-05.4	95.1-05.4	95.1-05.4	96.1-05.4	95.1-06.1
<b>Observations</b>	44	38	44	44	43	44	44	44	44	44	44	44	37	44	44	44	40	45

### Common last 20 observations (2001.1-2005.4)

	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
<b>Mean</b>	2.60	2.50	2.05	2.60	2.00	2.35	2.20	2.65	2.10	2.05	2.25	2.25	2.10	2.00	2.90	3.05	3.60	1.10
<b>Median</b>	3	2	2	3	2	2	2	3	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1
<b>Mode</b>	3	4	2	3	2	2	2	3	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1
<b>Maximum</b>	3	4	3	4	2	4	3	3	3	3	4	3	3	2	5	4	5	2
<b>Minimum</b>	2	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	2	2	3	2	1
<b>Range</b>	1	3	1	2	0	2	1	1	1	1	2	1	2	0	3	1	3	1
<b>Std. Dev.</b>	0.49	1.20	0.22	0.58	0.00	0.57	0.40	0.48	0.30	0.22	0.54	0.43	0.62	0.00	0.62	0.22	0.97	0.30
<b>Observations</b>	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20

As in figure 4 it clearly emerges that the time needed to publish GDP on MEI has generally improved: the average number of month of publication on MEI and the third quarter of the reference quarter for the last (common) 20 quarters (2001.1-2005.4) is practically less than in the whole sample.

<sup>32</sup> So, for example, for those countries whose GDP of 2005q1 has been published on MEI of May 2005, the release time has been assumed to be equal to 1 month, when GDP has been published on MEI of June 2005 it has been assumed equal to 2 months, and so on.

**A.3: Months of publication on MEI of the first estimates of quarterly GDP (constant prices, seasonally adjusted). Period under review: MEI published in May 1995 – May 2006\*.**

Country (covered period)	Q1	Q2	Q3	Q4
<b>Australia</b> (1995.1-2005.4)	July: 97-00,02 June: 95,96,01,03-05	October: 97,00-03, 05 September: 95,96,98,99,04	January t+1: 96-03, 05 December: 95,04	May t+1: 98,99 April t+1: 95,96,01-03 March t+1: 97,00,04, 05
<b>Belgium</b> (1996.4-2006.1)	December: 98 September: 99,00 August: 97,01,02 June: 03 May: 04-06	December: 97,98 November: 99-02 September: 03 August: 04-05	March t+1: 98,99 February t+1: 97,00-02 December: 03, 05 November: 04	July t+1: 98 May t+1: 96,97,99-01 April t+1: 03 March t+1: 02, 04, 05
<b>Canada</b> (1995.1-2005.4)	July: 95,99,01 June: 96-98,00,02-05	September: 95-05	January t+1: 97 December: 95,96,98-05	March t+1: 95-05
<b>Denmark</b> (1995.1-2005.4)	August: 95-97 July: 98-01 June: 02-05	November: 95,98,99, 05 October: 96,97,00,01 September: 02-04	March t+1: 95,97 February t+1: 96 January t+1: 98-01,03 December: 02,04-05	May t+1: 95,98,99 April t+1: 96,97,00, 05 March t+1: 01-04
<b>Finland</b> (1995.1-2005.4)	July: 95-03,05 June: 04	November: 98,99 October: 95-97,00-05	January t+1: 95-04 December: 05	May t+1: 98,99 April t+1: 95-97 March t+1: 00-05
<b>France</b> (1995.1-2005.4)	August: 99 July: 95,97 June: 96,98,00-05	October: 95,97,00,01 September: 96,98,99,02-05	January t+1: 97 December: 95,96,98-05	March t+1: 95-05
<b>Germany</b> (1995.2-2005.4)	July: 96,97,99,00 June: 98,01-05	October: 95-99 September: 00-05	March t+1: 95 January t+1: 96,97 December: 98-05	April t+1: 95,96,98 March t+1: 97,99-05
<b>Italy</b> (1995.1-2005.4)	August: 95-97 July: 98-00 June: 01-05	November: 95 October: 96-02 September: 03-05	February t+1: 96,99 January t+1: 95,97,98 December: 00-05	July t+1: 98 May t+1: 95,96, 05 April t+1: 97,99,00 March t+1: 01-04
<b>Japan</b> (1995.1-2005.4)	July: 95-02 June: 03-05	October: 95-01 September: 02-05	January t+1: 95,97,01 December: 96,98-00,02-05	April t+1: 95-01 March t+1: 02-05
<b>Korea</b> (1997.1-2006.1)	October: 97 July: 99 June: 98,00-05 May: 06	October: 97,02 September: 98-01,03,04 August: 05	January t+1: 97,98 December: 99-04 November: 05	April t+1: 97-04 February t+1: 05
<b>Netherlands</b> (1995.1-2005.4)	September: 98,00 August: 95,96 July: 99 June: 97,01-05	December: 96 November: 95 September: 97-05	February t+1: 95,98 January t+1: 99 December: 96,97,00-05	May t+1: 95,97 March t+1: 96,98-05
<b>New Zealand</b> (1995.1-2005.4)	October: 95 August: 96 July: 97-05	November: 98,99 October: 95-97,00-05	July t+1: 00 February t+1: 95,96, 05 January t+1: 97-99,01-04	July t+1: 00 May t+1: 95,98 April t+1: 96,97,99,01-05
<b>Norway</b> (1995.1-2005.4)	December: 95 October: 02 September: 96 July: 97-01,03,05 June: 04	December: 95 October: 96,97,00-05 September: 98,99	February t+1: 95,97 January t+1: 96,99-05 December: 98	May t+1: 95 April t+1: 98,00,02-05 March t+1: 96-99,01
<b>Portugal</b> (1996.1-2005.4)	February t+2: 99 July t+1: 97 February t+1: 96,00 January t+1: 98 September: 01,02 July: 03,05 June: 04	February t+2: 99 July t+1: 97 February t+1: 96,00 January t+1: 98 December: 01 November: 02 October: 03-05	February t+2: 99 November t+1: 96 July t+1: 97 May t+1: 98 March t+1: 00-02 January t+1: 03-05	February t+2: 99 November t+1: 96 July t+1: 97 June t+1: 01 May t+1: 98,00 April t+1: 02-05
<b>Spain</b> (1995.1-2005.4)	September: 99 August: 95 July: 96-98,00,01 June: 02-05	November: 95,98,99 October: 96,97,00,01,03 September: 02,04-05	January t+1: 95-01 December: 02-05	April t+1: 95,96 March t+1: 97-05
<b>Switzerland</b> (1995.1-2005.4)	August: 97 July: 95,96, 98-02 June: 03-05	November: 98,99 October: 95-97,00-05	January t+1: 95-02 December: 03-05	May t+1: 98,99,03 April t+1: 95-97,00,01 March t+1: 02,04-05
<b>United Kingdom</b> (1995.1-2005.4)	June: 95-05	October: 02 September: 95-01,03-05	December: 95-05	March t+1: 95-05
<b>United States</b> (1995.1-2006.1)	May: 95-06	September: 02,04 August: 95-01,03,05	February t+1: 99 November: 95-98,00-05	March t+1: 95,96 February t+1: 97-05

#### A4. Properties of the Mean Squared Revision

This part completely refers to Di Fonzo's (2005).

For unbiased preliminary estimates (that is,  $E(R_t) = 0$ ,  $t=1, \dots, n$ , where the symbol  $E(\cdot)$  denotes the expected value),  $MSR$  is the variance of the revision. Taking the square root gives the Root Mean

Squared Revision ( $RMSR$ ), which is a suitable measure of accuracy when using a quadratic loss function.

The disadvantages of the  $RMSR$  are that (i) while it has a minimum value of zero, it is unbounded, and (ii) it is unrelated to the variation in the latest estimate. Theil (1966) proposed an inequality coefficient ( $U$ ) defined as the positive square root of

$$U^2 = \frac{MSR}{\sum_{t=1}^n L_t^2 / n}$$

which takes account of the variation in the most recent series. The coefficient  $U$  takes the value one when all the latest figures are zero, which is an interesting property if the index is used on growth rates. For, a value of  $U$  between zero and one indicates that the early estimates of growth rates are an improvement over a no-change estimate, while larger values imply poor preliminary estimates. Theil (1961) proposed two alternative decompositions of  $MSR$  and, following Granger and Newbold (1973), we consider the following:

$$MSR = \overline{R^2} + (S_p - \rho S_L)^2 + (1 - \rho^2) S_L^2,$$

where  $\overline{R}$  is the mean revision,  $S_L$  and  $S_p$  are the standard deviations of the latest and preliminary estimates, respectively, and  $\rho$  is their correlation. Dividing throughout by  $MSR$  gives

$$1 = UM + UR + UD$$

where

$$UM = \frac{\overline{R^2}}{MSR}$$

$$UR = \frac{(S_p - \rho S_L)^2}{MSR}$$

$$UD = \frac{(1 - \rho^2) S_L^2}{MSR}$$

The interpretation of these is helped by consideration of the regression model in which the latest estimate is linked to the preliminary estimate as

$$L_t = \alpha + \beta P_t + u_t \quad (1)$$

for which the least squares estimators are 2

$\hat{\beta} = \frac{S_{LP}}{S_P^2}$  and  $\hat{\alpha} = \bar{L} - \hat{\beta}\bar{P}$ , where  $S_{LP}$  is the covariance between  $L_t$  and  $P_t$ . If the

preliminary estimates are unbiased,  $\alpha=0$  and  $\beta=1$ , so that  $\bar{R}$ , and hence UM, is zero. That is, UM gives the proportion of MSR due to systematic differences between the preliminary and the latest estimates. For UR we note that

$$S_P - \rho S_L = S_L(1 - \hat{\beta}),$$

so that UR is the proportion of MSR due to the slope coefficient in (1) differing from one. Finally, if (1)

gave a perfect fit, then UD would be zero, so UD can be interpreted as the disturbance proportion of MSR

or that part of the observed revision which is not explained by the mean or slope error. 'Good'

preliminary estimates will have low values of UM and UR and a high value of UD.

## References

- Di Fonzo T. (2005 a), *The OECD project on revisions analysis: First elements for discussion*, paper presented at the OECD STESEG Meeting, Paris, 27-28 June 2005, <http://www.oecd.org/dataoecd/55/17/35010765.pdf>.
- Di Fonzo T. (2005 b), *Revisions in quarterly GDP of OECD countries*, paper presented at the OECD Working Party on National Accounts, Paris, 11-14 October 2005, <http://www.oecd.org/dataoecd/13/49/35440080.pdf>
- Faust J., J.H. Rogers and J. Wright (2005), News and noise in G-7 GDP announcements, *Journal of Money Credit and Banking*, 37: 403-420.
- George E. and D. Obuwa (2005), National Accounts' revisions analyses: a summary to April 2005, <http://www.statistics.gov.uk/articles/nojournal/GeorgeRev.pdf>.
- Granger C.W.J. and P. Newbold (1973), Evaluation of forecasts, *Applied Economics*, 5: 35-47.
- Jenkinson G. and E. George (2005), Publication of revisions triangles on the National Statistics website, *Economic Trends*, 614: 43-44.
- Jenkinson G. and N. Stuttard (2004), Revisions information in ONS first releases, *Economic Trends*, 604: 70-72.
- McKenzie R., Park S. Y. (2006), *Revisions analysis of the index of industrial production for OECD countries and major non-member economies*, paper presented at the OECD short-term economic statistic Working Party, Paris, 26-28 June 2006, <http://www.oecd.org/dataoecd/45/29/36561675.pdf>
- Newey W.K. and K.D. West (1987), A simple positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55: 703-708.
- Stuttard N (2005), *Testing for significance in ONS data*, 9<sup>th</sup> meeting of National Statistics Methodology Advisory Committee, 6 October 2005 [http://www.statistics.gov.uk/methods\\_quality/downloads/NSMAC9Paper1.pdf](http://www.statistics.gov.uk/methods_quality/downloads/NSMAC9Paper1.pdf)
- Theil H. (1961), *Economic forecasts and policy*, Amsterdam, North-Holland.
- Theil H. (1966), *Applied economic forecasting*, Amsterdam, North Holland.



**A2.Tabella: Statistica F (e relativi p-value) delle regressioni dell' analisi “news or noise” e conseguenti risultati per i 18 Paesi dell'OCSE (campione complessivo: 1995.1-2005.1) \***

PAESI	AUS			BEL			CAN		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	3,086 (0,057)	1,688 (0,198)		6,28 (0,005)	3,021 (0,063)	news	2,349 (0,109)	1,474 (0,242)	
2	1,61 (0,215)	1,792 (0,182)		5,701 (0,008)	0,671 (0,519)	news	4,807 (0,015)	2,048 (0,145)	news
3	11,013 (0,0003)	2,384 (0,109)	news	0,64 (0,535)	1,139 (0,338)		3,918 (0,031)	2,63 (0,089)	news
4	3,671 (0,038)	1,487 (0,242)	news	0,071 (0,931)	4,478 (0,023)	noise	2,2 (0,129)	0,762 (0,475)	

PAESI	CHE			DEU			DNK		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	22,55 (0)	3,268 (0,049)		1,885 (0,166)	0,761 (0,474)		15,836 (0)	4,329 (0,02)	
2	0,743 (0,483)	7,196 (0,003)	noise	1,234 (0,304)	0,314 (0,733)		4,2 (0,024)	0,688 (0,509)	news
3	2,222 (0,126)	0,851 (0,437)		7,584 (0,002)	1,487 (0,243)	news	2,097 (0,14)	1,114 (0,341)	
4	21,566 (0)	0,612 (0,549)	news	4,822 (0,016)	4,886 (0,015)		1,701 (0,2)	4,684 (0,017)	noise

PAESI	ESP			FIN			FRA		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	6,359 (0,004)	1,533 (0,229)	news	2,227 (0,122)	4,115 (0,024)	noise	4,903 (0,013)	1,068 (0,354)	news
2	3,239 (0,05)	1,11 (0,341)		0,573 (0,569)	1,217 (0,309)		1,356 (0,271)	4,534 (0,018)	noise
3	25,77 (0)	2,042 (0,147)	news	0,121 (0,887)	1,417 (0,258)		6,631 (0,004)	0,83 (0,446)	news
4	10,029 (0,0005)	3,371 (0,048)		2,705 (0,083)	12,805 (0,0001)	noise	0,044 (0,957)	2,788 (0,078)	

\* BEL: 1996.4-2006.1; DEU: 1995.2-2005.4; KOR: 1997.1-2006.1, PRT: 1996.1-2005.4

PAESI	GBR			ITA			JPN		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	6,192 (0,005)	10,562 (0,0002)		<b>0,888</b> <b>(0,42)</b>	<b>1,024</b> <b>(0,369)</b>		1,349 (0,272)	3,155 (0,05)	
2	4,724 (0,016)	2,765 (0,08)	news	<b>4,424</b> <b>(0,020)</b>	<b>0,533</b> <b>(0,591)</b>	news	0,624 (0,542)	4,756 (0,015)	noise
3	3,047 (0,062)	11,179 (0,0002)	noise	<b>3,29</b> <b>(0,049)</b>	<b>2,146</b> <b>(0,135)</b>	news	3,151 (0,057)	5,058 (0,013)	noise
4	15,131 (0)	5,309 (0,011)		<b>2,583</b> <b>(0,092)</b>	<b>1,995</b> <b>(0,154)</b>		0,876 (0,427)	18,44 (0)	noise

PAESI	KOR			NLD			NOR		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	0,124 (0,884)	10,493 (0,0004)	noise	0,925 (0,405)	3,953 (0,028)	noise	8 (0,0013)	0,809 (0,453)	news
2	4,981 (0,015)	0,302 (0,742)	news	1,057 (0,359)	2,6 (0,089)		1,201 (0,313)	2,325 (0,113)	
3	0,086 (0,918)	1,089 (0,354)		1,808 (0,181)	0,666 (0,521)		3,235 (0,053)	6,254 (0,005)	noise
4	5,057 (0,016)	1,192 (0,322)	news	3,136 (0,058)	1,039 (0,366)		6,209 (0,006)	1,206 (0,313)	news

PAESI	NZL			POR			USA		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	4,802 (0,014)	0,452 (0,64)	news	1,819 (0,178)	1,61 (0,215)		13,2 (0)	0,884 (0,421)	news
2	0,905 (0,414)	1,303 (0,285)		3,029 (0,06)	1,065 (0,357)		3,138 (0,056)	1,991 (0,152)	
3	10,302 (0,004)	2,058 (0,145)	news	1,342 (0,279)	6,6 (0,005)	noise	0,326 (0,724)	1,204 (0,314)	
4	1,066 (0,357)	2,074 (0,143)		5,628 (0,009)	4,2 (0,026)		1,237 (0,304)	0,881 (0,425)	

Legenda:

**news**: i dati supportano l'ipotesi *news* nel campione complessivo;

**noise**: i dati supportano l'ipotesi *noise* nel campione complessivo;

Risultato: risultato dell'analisi "*noise or noise*"

$$\text{Reg.1: } z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t} \quad \text{Reg.2: } z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$$

**A3. Tabella : Statistica F (e relativi p-value) delle regressioni dell' analisi "news or noise" e conseguenti risultati per i 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4).**

PAESI	AUS			BEL			CAN		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	1,724 (0,203)	1,277 (0,3)		6,956 (0,005)	2,356 (0,119)	news	1,246 (0,308)	0,627 (0,544)	
2	2,89 (0,078)	1,91 (0,173)		5,525 (0,012)	0,423 (0,661)	news	3,934 (0,035)	9,068 (0,001)	i
3	5,95 (0,009)	0,988 (0,389)	news	0,381 (0,688)	0,546 (0,587)		3,32 (0,056)	1,986 (0,162)	i
4	4,934 (0,018)	0,073 (0,93)	news	0,283 (0,757)	4,81 (0,019)	noise	2,769 (0,086)	0,208 (0,814)	

PAESI	CHE			DEU			DNK		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	16,971 (0)	2,926 (0,076)	news*	4,420 (0,025)	0,023 (0,978)	news*	3,557 (0,047)	2,111 (0,146)	news*
2	0,015 (0,985)	1,189 (0,324)	*	2,015 (0,158)	0,014 (0,986)		3,337 (0,055)	0,112 (0,895)	i
3	2,260 (0,129)	0,611 (0,552)		6,303 (0,007)	0,573 (0,573)	news	0,844 (0,444)	1,325 (0,287)	
4	17,060 (0)	0,757 (0,482)	news	2,789 (0,008)	3,119 (0,007)		0,923 (0,413)	4,710 (0,002)	noise

PAESI	ESP			FIN			FRA		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	2,881 (0,078)	1,691 (0,209)	i	0,712 (0,502)	1,120 (0,345)	*	17,142 (0)	9,396 (0,001)	i
2	3,512 (0,048)	0,423 (0,661)	news*	0,546 (0,588)	0,524 (0,600)		1,999 (0,162)	1,783 (0,193)	*
3	18,368 (0)	2,104 (0,147)	news	1,014 (0,380)	1,969 (0,165)		8,406 (0,002)	1,491 (0,248)	news
4	5,150 (0,015)	3,295 (0,057)	news*	1,414 (0,266)	4,555 (0,023)	noise	0,234 (0,794)	1,910 (0,173)	

PAESI	GBR			ITA			JPN		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	4,414 (0,025)	5,666 (0,011)		<b>6,317</b> <b>(0,007)</b>	<b>3,060</b> <b>(0,068)</b>	news*	1,862 (0,180)	2,568 (0,101)	
2	1,581 (0,229)	1,246 (0,308)	*	<b>1,281</b> <b>(0,299)</b>	<b>1,537</b> <b>(0,238)</b>	*	0,422 (0,661)	6,185 (0,008)	noise
3	4,159 (0,030)	4,793 (0,019)	*	<b>2,016</b> <b>(0,158)</b>	<b>0,503</b> <b>(0,612)</b>	*	2,408 (0,114)	7,405 (0,004)	noise
4	5,240 (0,014)	5,256 (0,014)		<b>0,688</b> <b>(0,514)</b>	<b>0,432</b> <b>(0,655)</b>		0,297 (0,746)	9,515 (0,001)	noise

PAESI	KOR			NLD			NOR		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	0,028 (0,972)	8,579 (0,002)	noise	0,245 (0,785)	2,637 (0,095)	*	18,330 (0)	0,830 (0,450)	news
2	5,479 (0,012)	0,264 (0,771)	news	0,576 (0,571)	1,524 (0,241)		0,139 (0,871)	6,511 (0,006)	noise*
3	0,674 (0,520)	1,026 (0,376)		1,610 (0,224)	0,429 (0,660)		5,789 (0,010)	3,926 (0,036)	*
4	3,858 (0,037)	0,678 (0,519)	news	2,988 (0,072)	0,169 (0,846)		2,168 (0,139)	0,660 (0,528)	*

PAESI	NZL			PRT			USA		
i	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato	Reg.1	Reg.2	Risultato
1	2,329 (0,122)	0,145 (0,866)	*	4,619 (0,022)	0,114 (0,893)	news*	6,034 (0,009)	1,510 (0,244)	news
2	0,375 (0,692)	1,050 (0,368)		0,830 (0,450)	1,245 (0,308)		12,791 (0,0002)	1,762 (0,196)	news*
3	12,122 (0,0003)	3,198 (0,061)	news	0,737 (0,490)	2,003 (0,160)	*	0,182 (0,835)	0,562 (0,578)	
4	0,167 (0,847)	0,988 (0,389)		1,648 (0,217)	1,473 (0,252)		0,767 (0,477)	0,408 (0,670)	

Legenda:

**news**: i dati supportano l'ipotesi *news* (sia nel campione complessivo sia nel campione comune ai 18 Paesi);

**noise**: i dati supportano l'ipotesi *noise* (sia nel campione complessivo sia nel campione comune ai 18 Paesi);

**news\***: i dati supportano l'ipotesi *news* solo nel campione comune (1997.2-2002.4);

noise\*: i dati supportano l'ipotesi *noise* solo nel campione comune (1997.2-2002.4);

\*: dati supportano l'ipotesi *news* solo nel campione complessivo;

\*: dati supportano l'ipotesi *noise* solo nel campione complessivo.

Risultato: risultato dell'analisi "*news or noise*"

$$\text{Reg.1: } z_t^{t+i} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i+1} + u_{1t}$$

$$\text{Reg.2: } z_t^{t+i+1} = \beta_0 + \beta_1 z_t^{t+i} + u_{2t}$$



**A4. Tabella : Risultati dell'analisi di efficienza (regressione base) per i 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4). Revisioni Y2-P; Y3-P e L-Y3.**

REGRESSIONE BASE Y2-P									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,266	0,239	0,157	-0,059	0,023	0,254	0,207	0,341	-0,022
p-value	(0,236)	(0,273)	(0,021)	(0,643)	(0,674)	(0,033)	(0,232)	(0,141)	(0,866)
$E_t$	-0,214	-0,392	-0,11	0,19	-0,066	-0,383	-0,176	-0,243	0,125
p-value	(0,318)	(0,163)	(0,265)	(0,446)	(0,65)	(0,011)	(0,369)	(0,2)	(0,524)
F	1,727	4,058	0,668	0,575	0,169	3,596	0,727	4,409	0,425
p-value	(0,203)	(0,057)	(0,423)	(0,457)	(0,659)	(0,072)	(0,403)	(0,048)	(0,522)
R <sup>2</sup>	0,076	0,162	0,031	0,027	0,008	0,146	0,033	0,174	0,02
R <sup>2</sup> bar	0,032	0,122	-0,015	-0,02	-0,039	0,106	-0,126	0,134	-0,027
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,249	0,079	-0,016	0,147	0,216	0,1	0,098	0,344	0,024
p-value	(0)	(0,194)	(0,885)	(0,702)	(0,071)	(0,418)	(0,431)	(0,1)	(0,888)
$E_t$	-0,391	-0,006	-0,283	-0,162	-0,391	-0,111	-0,157	-0,401	-0,075
p-value	(0,014)	(0,944)	(0,016)	(0,416)	(0,004)	(0,483)	(0,289)	(0,127)	(0,612)
F	6,7	0,003	4,753	1,958	12,814	0,514	1,876	5,139	0,187
p-value	(0,017)	(0,959)	(0,041)	(0,176)	(0,002)	(0,481)	(0,186)	(0,034)	(0,669)
R <sup>2</sup>	0,242	0	0,185	0,085	0,379	0,024	0,082	0,197	0,009
R <sup>2</sup> bar	0,206	-0,047	0,146	0,042	0,349	-0,023	0,038	0,158	-0,038

REGRESSIONE BASE Y3-P									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,251	0,241	0,213	-0,089	0,005	0,343	0,328	0,328	-0,092
p-value	(0,208)	(0,201)	(0,025)	(0,511)	(0,93)	(0,007)	(0,052)	(0,096)	(0,564)
$E_t$	-0,179	-0,361	-0,075	0,316	-0,018	-0,53	-0,235	-0,302	0,288
p-value	(0,321)	(0,147)	(0,502)	(0,226)	(0,923)	(0,002)	(0,139)	(0,067)	(0,293)
F	0,773	3,428	0,307	1,411	0,007	6,547	0,671	6,755	1,299
p-value	(0,389)	(0,078)	(0,586)	(0,248)	(0,933)	(0,018)	(0,422)	(0,017)	(0,267)
R <sup>2</sup>	0,036	0,14	0,014	0,06	0	0,238	0,031	0,243	0,058
R <sup>2</sup> bar	-0,01	0,099	-0,033	0,018	-0,047	0,201	-0,015	0,207	0,013
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,232	0,082	0,167	0,287	0,204	0,285	0,359	0,383	0,045
p-value	(0)	(0,199)	(0,296)	(0,469)	(0,04)	(0,069)	(0,079)	(0,064)	(0,775)
$E_t$	-0,266	0,068	-0,508	-0,198	-0,344	-0,214	-0,25	-0,53	-0,114
p-value	(0,057)	(0,423)	(0,01)	(0,355)	(0,002)	(0,314)	(0,288)	(0,004)	(0,458)
F	4,779	0,389	10,806	2,833	11,85	1,183	1,757	12,15	0,41
p-value	(0,04)	(0,54)	(0,004)	(0,107)	(0,002)	(0,289)	(0,199)	(0,002)	(0,529)
R <sup>2</sup>	0,185	0,018	0,339	0,119	0,361	0,053	0,077	0,367	0,019
R <sup>2</sup> bar	0,147	-0,029	0,308	0,077	0,33	0,008	0,033	0,336	-0,028

REGRESSIONE BASE L-Y3									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,049	0,122	0,008	-0,081	0,082	0,077	0,359	0,179	0,069
p-value	(0,806)	(0,016)	(0,903)	(0,352)	(0,025)	(0,403)	(0,048)	(0,181)	(0,079)
$E_t$	-0,06	-0,228	0,005	0,22	-0,07	-0,277	-0,299	-0,263	-0,076
p-value	(0,751)	(0,008)	(0,913)	(0,234)	(0,287)	(0,007)	(0,188)	(0,023)	(0,108)
F	0,157	9,483	0,005	0,778	1,704	4,573	2,659	14,317	1,402
p-value	(0,695)	(0,006)	(0,944)	(0,388)	(0,206)	(0,044)	(0,118)	(0,001)	(0,25)
R <sup>2</sup>	0,007	0,311	0	0,036	0,075	0,179	0,112	0,405	0,063
R <sup>2</sup> bar	-0,04	0,278	-0,047	-0,01	0,031	0,14	0,07	0,377	0,018
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,399	0,022	-0,008	-0,15	-0,023	0,087	0,095	0,099	0,067
p-value	(0,004)	(0,75)	(0,946)	(0,306)	(0,635)	(0,516)	(0,175)	(0,106)	(0,377)
$E_t$	-0,502	-0,106	-0,494	0,029	0,045	-0,156	-0,079	-0,047	-0,07
p-value	(0,006)	(0,413)	(0)	(0,733)	(0,569)	(0,279)	(0,311)	(0,452)	(0,427)
F	6,032	1,408	16,27	0,192	0,21	1,197	1,286	0,42	0,716
p-value	(0,023)	(0,249)	(0)	(0,666)	(0,651)	(0,286)	(0,27)	(0,524)	(0,407)
R <sup>2</sup>	0,223	0,063	0,437	0,009	0,01	0,054	0,058	0,019	0,033
R <sup>2</sup> bar	0,186	0,018	0,41	-0,038	-0,037	0,009	0,013	-0,027	-0,013

**A5. Tabella : Risultati dell'analisi di efficienza (regressione con *dummies* stagionali) relativi ai 18 Paesi dell'OCSE (campione comune: 1997.2-2002.4).  
Revisioni Y2-P; Y3-P e L-Y3.**

REGRESSIONE CON <i>DUMMIES</i> STAGIONALI Y2-P									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,263	0,241	0,237	-0,139	0,122	-0,007	0,212	0,241	-0,112
p-value	(0,268)	(0,483)	(0,02)	(0,2)	(0,129)	(0,974)	(0,171)	(0,198)	(0,453)
$E_t$	0,001	-0,328	-0,034	0,246	-0,006	-0,049	-0,092	-0,133	0,219
p-value	(0,996)	(0,196)	(0,69)	(0,259)	(0,964)	(0,832)	(0,691)	(0,367)	(0,148)
S1	-0,528	-0,394	-0,272	-0,07	0,111	0,913	-0,204	0,578	0,327
p-value	(0,031)	(0,487)	(0,058)	(0,43)	(0,28)	(0,104)	(0,217)	(0,067)	(0,025)
S2	0,007	0,237	-0,328	0,209	-0,256	-0,294	-0,026	-0,386	-0,042
p-value	(0,972)	(0,452)	(0,008)	(0,235)	(0,103)	(0,432)	(0,896)	(0,293)	(0,784)
S3	-0,283	-0,051	0,015	0,07	-0,304	0,118	-0,068	-0,089	-0,09
p-value	(0,223)	(0,841)	(0,897)	(0,553)	(0,115)	(0,713)	(0,706)	(0,756)	(0,567)
F	2,611	1,635	2,7	0,913	1,988	2,768	0,483	3,363	3,148
p-value	(0,07)	(0,209)	(0,064)	(0,478)	(0,14)	(0,059)	(0,748)	(0,032)	(0,04)
R <sup>2</sup>	0,367	0,267	0,375	0,169	0,306	0,381	0,097	0,428	0,412
R <sup>2</sup> bar	0,227	0,104	0,236	-0,016	0,152	0,243	-0,104	0,301	0,281
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,256	0,174	0,127	0,228	0,067	0,037	0,057	0,325	0,088
p-value	(0,007)	(0,223)	(0,534)	(0,77)	(0,691)	(0,869)	(0,788)	(0,441)	(0,627)
$E_t$	-0,459	0,017	-0,195	-0,154	-0,35	-0,116	-0,094	-0,428	0,031
p-value	(0,032)	(0,837)	(0,021)	(0,45)	(0,008)	(0,396)	(0,46)	(0,102)	(0,837)
S1	-0,013	-0,22	-0,551	-0,277	0,05	0,049	-0,24	0,215	-0,374
p-value	(0,928)	(0,321)	(0,281)	(0,826)	(0,785)	(0,887)	(0,59)	(0,718)	(0,304)
S2	0,003	-0,054	0,15	0,195	0,117	0,183	0,386	0,047	-0,018
p-value	(0,984)	(0,72)	(0,708)	(0,797)	(0,528)	(0,534)	(0,087)	(0,897)	(0,938)
S3	0,113	-0,163	-0,222	-0,309	0,309	0,01	-0,197	-0,108	-0,228
p-value	(0,445)	(0,256)	(0,603)	(0,709)	(0,042)	(0,983)	(0,419)	(0,875)	(0,24)
F	1,769	0,748	1,708	0,576	4,128	0,183	2,199	1,211	0,801
p-value	(0,179)	(0,572)	(0,192)	(0,683)	(0,015)	(0,944)	(0,11)	(0,341)	(0,541)
R <sup>2</sup>	0,282	0,143	0,275	0,114	0,478	0,039	0,328	0,212	0,151
R <sup>2</sup> bar	0,123	-0,048	0,114	-0,083	0,363	-0,175	0,179	0,037	-0,038

REGRESSIONE CON <i>DUMMIES</i> STAGIONALI Y3-P									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,144	0,175	0,285	-0,181	0,16	0,054	0,256	0,26	-0,24
p-value	(0,467)	(0,493)	(0,009)	(0,23)	(0,113)	(0,785)	(0,219)	(0,155)	(0,187)
$E_t$	0,1	-0,326	0,016	0,331	0,072	-0,297	-0,045	-0,174	0,391
p-value	(0,552)	(0,179)	(0,823)	(0,172)	(0,692)	(0,208)	(0,785)	(0,069)	(0,11)
S1	-0,632	-0,222	-0,329	0,071	0,039	0,733	-0,413	0,615	0,434
p-value	(0,035)	(0,685)	(0,033)	(0,605)	(0,883)	(0,183)	(0,003)	(0,073)	(0,035)
S2	0,256	0,273	-0,274	0,22	-0,44	-0,121	0,015	-0,466	0,025
p-value	(0,286)	(0,274)	(0,018)	(0,246)	(0,031)	(0,784)	(0,947)	(0,069)	(0,899)
S3	-0,247	0,091	-0,01	0,05	-0,316	0,333	0,055	-0,225	-0,047
p-value	(0,37)	(0,747)	(0,928)	(0,769)	(0,163)	(0,249)	(0,813)	(0,503)	(0,818)
F	4,234	1,19	2,04	0,767	1,55	2,5	1,3	5,421	2,528
p-value	(0,014)	(0,349)	(0,132)	(0,56)	(0,229)	(0,079)	(0,308)	(0,005)	(0,077)
R <sup>2</sup>	0,485	0,209	0,312	0,146	0,257	0,357	0,224	0,546	0,36
R <sup>2</sup> bar	0,37	0,033	0,159	-0,044	0,09	0,214	0,051	0,446	0,217
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,27	0,123	0,381	0,35	0,066	0,413	0,379	-0,343	0,078
p-value	(0,001)	(0,419)	(0,026)	(0,652)	(0,655)	(0,153)	(0,263)	(0,217)	(0,586)
$E_t$	-0,258	0,09	-0,386	-0,194	-0,324	-0,26	-0,136	-0,357	0,025
p-value	(0,177)	(0,358)	(0,011)	(0,391)	(0,004)	(0,263)	(0,528)	(0,016)	(0,838)
S1	-0,078	-0,018	-0,825	-0,147	0,131	-0,274	-0,326	1,014	-0,429
p-value	(0,622)	(0,923)	(0,149)	(0,914)	(0,454)	(0,576)	(0,66)	(0,066)	(0,203)
S2	-0,073	-0,034	0,112	0,026	0,165	0,13	0,451	0,552	0,043
p-value	(0,614)	(0,833)	(0,799)	(0,975)	(0,341)	(0,773)	(0,275)	(0,041)	(0,866)
S3	-0,022	-0,137	-0,216	-0,162	0,203	-0,321	-0,568	1,08	-0,219
p-value	(0,861)	(0,443)	(0,589)	(0,837)	(0,147)	(0,628)	(0,157)	(0,014)	(0,257)
F	1,257	0,409	3,44	0,632	3,185	0,549	1,888	6,352	1,198
p-value	(0,323)	(0,8)	(0,03)	(0,646)	(0,038)	(0,7)	(0,156)	(0,002)	(0,346)
R <sup>2</sup>	0,218	0,083	0,433	0,123	0,414	0,109	0,296	0,585	0,21
R <sup>2</sup> bar	0,045	-0,12	0,307	-0,072	0,284	-0,089	0,139	0,493	0,035

REGRESSIONE CON <i>DUMMIES</i> STAGIONALI L-Y3									
	AUS	BEL	CAN	CHE	DEU	DNK	ESP	FIN	FRA
costante	0,031	0,285	-0,014	0,049	0,127	0,129	0,424	0,212	0,068
p-value	(0,897)	(0,007)	(0,858)	(0,679)	(0,024)	(0,47)	(0,123)	(0,199)	(0,119)
$E_t$	-0,023	-0,191	-0,006	0,277	-0,022	-0,295	-0,238	-0,273	-0,037
p-value	(0,887)	(0,019)	(0,913)	(0,183)	(0,701)	(0,001)	(0,369)	(0,01)	(0,367)
S1	0,208	-0,258	0,166	-0,566	-0,167	-0,116	0,007	0,168	-0,178
p-value	(0,24)	(0,157)	(0,221)	(0,215)	(0,148)	(0,699)	(0,977)	(0,329)	(0,05)
S2	0,028	-0,305	-0,004	-0,053	0,032	-0,258	-0,312	-0,174	0,067
p-value	(0,883)	(0,041)	(0,952)	(0,804)	(0,688)	(0,242)	(0,207)	(0,461)	(0,357)
S3	-0,27	-0,191	-0,011	-0,068	-0,138	0,189	-0,157	-0,058	-0,012
p-value	(0,333)	(0,207)	(0,821)	(0,552)	(0,036)	(0,561)	(0,347)	(0,671)	(0,819)
F	1,042	3,708	1,283	1,405	2,652	1,808	1,24	4,484	2,977
p-value	(0,413)	(0,023)	(0,314)	(0,272)	(0,067)	(0,171)	(0,329)	(0,011)	(0,047)
R <sup>2</sup>	0,188	0,452	0,222	0,238	0,371	0,287	0,216	0,499	0,398
R <sup>2</sup> bar	0,008	0,33	0,05	0,069	0,231	0,128	0,042	0,388	0,264
	GBR	ITA	JPN	KOR	NLD	NOR	NZL	PRT	USA
costante	0,411	0,061	0,227	-0,067	-0,02	0,552	-0,041	0,028	0,046
p-value	(0,011)	(0,528)	(0,209)	(0,433)	(0,698)	(0,23)	(0,836)	(0,788)	(0,368)
$E_t$	-0,339	-0,098	-0,491	0,03	0,075	-0,247	-0,077	-0,044	-0,057
p-value	(0,036)	(0,46)	(0)	(0,716)	(0,268)	(0,113)	(0,337)	(0,528)	(0,298)
S1	0,06	-0,025	-0,237	-0,284	0,101	-0,833	0,132	0,003	-0,204
p-value	(0,754)	(0,864)	(0,557)	(0,54)	(0,568)	(0,172)	(0,628)	(0,987)	(0,092)
S2	-0,305	-0,061	-0,459	0,104	-0,159	-0,286	0,203	0,019	0,23
p-value	(0,003)	(0,629)	(0,065)	(0,803)	(0,057)	(0,45)	(0,486)	(0,89)	(0,01)
S3	-0,172	-0,081	-0,247	-0,189	-0,008	-0,588	0,2	0,244	-0,014
p-value	(0,207)	(0,494)	(0,512)	(0,516)	(0,892)	(0,329)	(0,27)	(0,217)	(0,863)
F	3,565	0,425	4,219	0,296	1,076	1,431	0,618	0,847	4,586
p-value	(0,026)	(0,789)	(0,014)	(0,877)	(0,397)	(0,264)	(0,655)	(0,513)	(0,01)
R <sup>2</sup>	0,442	0,086	0,484	0,062	0,193	0,241	0,121	0,158	0,505
R <sup>2</sup> bar	0,318	-0,117	0,369	-0,147	0,014	0,073	-0,075	-0,029	0,395



## BIBLIOGRAFIA

- Arouba S.B.(2005), *Data revisions are not well-behaved*, 19 Maggio 2005
- Astolfi r., L. Bracci, F. di Palma e M. Marini (2003), *Flash estimates: trade off between timeliness and accuracy. Theoretical aspects and empirical analysis on main quarterly aggregates of US, UK and Italy. Final report for Eurostat (mimeo).*
- Bermingham C.(2006), A look at data revisions in the quarterly national accounts, CBFSAI, Quarterly Bulletin 3
- Bier W. e H. Ahnert (2001), Trade-off between timeliness and accuracy. ECB requirements for general economic statistics, *Economisch Statistische Berichten (ESB)*, 15 March 2001, (English traduction from Dutch).
- Brown B.W. and S. Maital (1981), What do economists know? An empirical study of experts' expectations, *Econometrica*, 49, 2, pp. 491-504.
- Carson C.S. (2000), What is data quality? A distillation of experience, Statistics Department, *International Monetary Fund (mimeo).*
- Carson C.S. e L. Laliberté (2002), Assessing accuracy and reliability: A note based on approaches used in National Accounts and Balance of Payments statistics, *IMF working paper 02/24.*
- CCSA (2004), Follow up to the Q2004 satellite conference on data quality for international organizations, Conference on data quality for International organizations, Wiesbaden, Germania,27-28 Maggio 2004

- Conrad W. e C. Corrado (1979), Application of the Kalman filter to revisions in monthly retail sales estimates, *Journal of Economic dynamics and Control*, 1, pp. 177-1998
- Croushore D. e T. Stark (1999), Does data vintage matter for forecasting?, *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 99-15*, October.
- Croushore D. e T. Stark (2001) A real-time data set for macroeconomists, *Journal of Econometrics*, 105, pp. 111-130.
- Di Fonzo (2003), *Methodology for analysis of revisions: statistical indicator of Euro zone*, Lussemburgo, 14 Luglio 2003
- Di Fonzo (2005 a), The OECD project on revisions analysis: first elements for a discussion, Paper presentato all' *OECD STESEG Meeting*, Parigi, 27-28 Giugno 2005,  
<http://www.oecd.org/dataoecd/55/17/35010765.pdf>
- Di Fonzo (2005 b), Revisions in quarterly GDP of OECD countries, paper presentato all' *OECD Working Party on National Accounts*, 11-14 Ottobre 2005  
<http://www.oecd.org/dataoecd/13/49/35440080.pdf>
- Di Fonzo T., Lisi F. (2000), *Complementi di statistica economica*, Cleup Editrice, Padova
- ECB (2001), Revisions to quarterly national accounts data for the euro data, *Monthly Bulletin*, August 2001, p. 25-27
- ECB (2006), Revision analysis for general economic statistics, *OECD short-term economic statistics Working Party*, 26-28 Giugno 2006, Parigi

- Eurostat (1999), *Handbook on quarterly national accounts*, Theme 2,  
Economy and finance, Luxembourg, European Commission.
- Faust J., Rogers J.H., Wright J.H. (2003), *News and noise in G7 GDP revisions*,  
(pubblicazione del 2000, rivista nel  
Settembre 2003)
- Faust J., Rogers J.H., Wright J.H. (2005), *News and noise in G7 GDP  
Announcements*, Journal of Money, Credit  
and Banking, Vol 37, No.3, Giugno 2005
- Figlewski S. and P. Wachtel (1981), The formation of inflationary expectations, *The  
Review of Economics and Statistics*, 6, pp. 1-10.
- Fisher R.A. (1941), *Statistical methods for research workers*, London, Oliver and Boyd.
- Fixler D.J., Grimm B.T. (2002), Reliability of GDP and related NIPA estimates, *Survey  
of Current Business*, January, pp. 9-27.
- Garratt A. e S.P. Vahey (2003), *UK real-time macro data characteristics* (mimeo).
- Garratt A., Vahey S. P. (2006), Uk real-time data characteristics, *The Economic  
Journal*, 116 (February)
- Garratt A., Koop G., Vahey S. P. (2006), Forecasting substantial data revisions in the  
presence of model uncertainty, *Reserve Bank  
of New Zealand*
- George E. (2004), Revisions to quarterly GDP growth and its Production and its  
expenditure components, *ONS*, Londra, 23 Dicembre 2004
- George E., Obuwa D. (2005), National Accounts' revisions analysis: a summary to  
April 2005, *ONS*, Londra, Aprile 2005
- <http://www.statistics.gov.uk/articles/nojournal/GeorgeRev.pdf>.

- Giovannini E. (2006), *Towards a Quality Framework for composite Indicators*,  
OECD, 2006.
- Giovannini E., Thygesen L. (2006), Enhancing quality of statistics by applying  
metadata standards, *Q 2006*, Aprile 2006
- Granger C.W.J. e P. Newbold (1973), Evaluation of forecasts, *Applied Economics*,  
5: 35-47.
- Granger C.W.J. e P. Newbold (1986), Evaluation of forecasts, *Applied Economics*, 5,  
pp. 35-47.
- Granger C.W.J. e P. Newbold (1986), *Forecasting economic time series*, Orlando,  
Academic Press.
- GRETA (2003), Metodology for analysis of revisions: final report,  
*GRETA Associati*, Venezia, Settembre 2003
- Grimm B.T. e R. Parker (1998), Reliability of the quarterly and annual estimates of  
GDP and gross domestic income, *Survey of Current  
Business*, 78, 12, pp. 12-21.
- Hansen L.P. and R.J. Hodrick (1980), Forward exchange rates as optimal predictors of  
future spot rates: an econometric analysis,  
*Journal of Political Economy*, 88, pp. 829-853.
- Harrison R., G. Kapetanios and T. Yates (2002), *Forecasting with measurement  
errors in dynamic models*,  
forthcoming Bank of England  
Working Paper.

- Harvey A.C., C.R. McKenzie, D.P.C. Blake and M.J. Desai (1983),  
Irregular data revisions, in A. Zellner (ed.),  
*Applied time series analysis of economic data*,  
Washington D.C., US Bureau of the Census, pp. 329-347.
- Holden K. e D.A. Peel (1990), On testing for unbiasedness and efficiency of  
forecasts, *The Manchester School*, 58, pp. 120-127.
- Holden K., Peel D.A. and J.L. Thompson (1985), *Expectations: Theory and evidence*,  
London, Macmillan.
- Howrey E.P. (1978), The use of preliminary data in econometric forecasting,  
*The Review of Economics and Statistics*, 60, 2, pp. 193-200.
- Jenkinson G. e E. George (2005), Publication of revisions triangles on the National  
Statistics website, *Economic Trends*, 614: 43-44.
- Jenkinson G. e N. Stuttard (2004), Revisions information in ONS first releases,  
*Economic Trends*, 604: 70-72.
- Johansen S. (1988a), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in  
gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59,  
pp. 1551-1580.
- Johansen S. (1988b), Statistical analysis of cointegrating vectors,  
*Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen S. (1995), Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive  
models, Oxford, *Oxford University Press*.
- Jung S. (2003), *Presentation of revisions*, communication presented at the STESEG  
Task Force on data presentation and seasonal adjustment, OECD, Paris,  
26-27 June 2003.

- Kapetanios G. e T. Yates (2003a), Estimating time variation in measurement error from data revisions; an application to forecasting in dynamic models, Bank of England, mimeo, July.
- Kapetanios G. e T. Yates (2003b), *Applying a new method for estimating measurement error in real-time data to UK expenditure*, Bank of England (mimeo).
- Koenig E. (2003), Is the mark-up a useful real-time predictor of inflation?, *Economics Letters*, 80, pp. 261-267.
- Koenig E., S. Dolmas and J. Piger (2003), The use and abuse of 'Real-time' data in Economic forecasting, *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Liedo D. de A., Carstensen K. (2005), *A model for real-time assessment and forecasting*, Settembre 2005
- Lyberg L. (2006), Quality in official statistics: some recent and not so recent Developments, Statistics Sweden, *Q2006: European Conference on Quality in Survey Statistics*
- Mankiw N.G., Runkle D.E., Shapiro M. D. (1984), Are preliminary announcements of monetary Stock rational forecasts?, *Journal of Monetary Economics*, 14 (1984)
- Mankiw N.G., Shapiro M. D. (1986), News or noise? An analysis of GNP revisions, *Survey of Current Business*, 66, Giugno 1986

- Mc Kenzie R., Park S. Y. (2006), Revisions analysis of the index of industrial production for OECD Countries and major non-member economies, *OECD short term economic Statistics working party*, 26-28 Giugno 2006  
<http://www.oecd.org/dataoecd/45/29/36561675.pdf>
- McNees S.K. (1978), The rationality of economic forecasts, *American Economic Review*, 68, pp.301-305.
- Merton R.C. (1981), On market timing and investment performance 1: an equilibrium theory of value for market forecasts, *Journal of Business*, 54, pp. 343-406.
- Milbourne R.D. e G.W. Smith (1989), How informative are preliminary announcements of the money stock in Canada?, *Canadian Journal of Economics*, 22, pp. 595-606.
- Mincer J. e Zarnowitz V. (1969), The evaluation of economic forecasts in J. Mincer (ed.), *Economic Forecasts and Expectations*, NBER, New York.
- Morgensten O. (1963), *On the accuracy of economic observations*, Princeton, Princeton University Press
- Mork K.A. (1987), Ain't behavin': forecast errors and measurement errors in early GNP estimates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 165-175.
- Mork K.A. (1990), Forecastable money-growth revisions: a closer look at the data, *Canadian Journal of Economics*, 23, 3, pp. 593-616.

- Muth J.F. (1961), Rational expectations and the theory of price movements,  
*Econometrica*, 21, pp. 315-335.
- Newey W.K. and K.D. West (1987), A simple positive semidefinite,  
heteroskedasticity and autocorrelation  
consistent covariance matrix, *Econometrica*,  
55: 703-708.
- Office of Management and Budget (1983), *An interagency review of time-series  
revision policy*, Federal Committee on  
Statistical Methodology,  
<http://www.fcsm.gov/workingpapers/sw7.html>.
- ONS (2004), Protocol on révisions, *ONS*, Londra.
- Palis R. de La R., Ramos R. L. O., Robitaille P. (2004), *News or noise ? An analysis  
of Brazilian GDP  
announcements*, Aprile 2004
- Parker R.P. (1984), *Revisions to the initial estimates of quarterly Gross National  
Product of the United States* (mimeo).
- Parker R.P. (1997), Completion of the comprehensive revision of the National Income  
and Product Accounts, 1929-96, *Survey of Current Business*, 77, 5,  
pp. 6-20.
- Patterson K.D. (1992), Revisions to the components of the trade balance for the United  
Kingdom, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, pp.  
103-120.
- Patterson K.D. (1994), A state space model for reducing the uncertainty associated with  
Preliminary vintages of data with an application to aggregate  
consumption, *Economics Letters*, 46, pp. 215-222.

- Patterson K.D. (1995a), A state space approach to forecasting the final vintage of revised data with an application to the index of industrial production *Journal of Forecasting*, 14, 4, pp. 337-350.
- Patterson K.D. (1995b), “An integrated model of the data measurement and data Generation processes with an application to consumers' expenditure, *The Economic Journal*, 105, 428, pp. 54-76.
- Patterson K.D. (2000), Which vintage of data to use when there are multiple vintages of data? Cointegration, weak exogeneity and common factors, *Economics Letters*, 69, pp. 115-121.
- Patterson K.D. and S.M. Heravi (1991), Are different vintages of data on the components of GDP co-integrated? Some evidence for the United Kingdom, *Economics Letters*, 35, pp. 409-413.
- Pesaran M.H. (1987), *The limits to rational expectations*, Oxford, Blackwell.
- Rich (1989), Testing the rationality of inflation forecasts from survey data: another look at the SRC expected price change data, *The Review of Economics and Statistics*, 71, 4, pp. 682-686.
- Richardson, C.; Mai, N. (2004), Using Revisions Information to Improve the National Accounts: A Discussion Paper Journal: paper presented at the *OECD-ONS workshop Assessing and Improving Statistical Quality – Revisions Analysis for the National Accounts*, 7-8 October 2004, Paris.

- Robertson J.C. e E.W. Tallman (1998), Data vintages and economic performance,  
*Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 83, pp. 4-20.
- Runkle, D.E. (1998), Revisionist history: how data revisions distort economic policy research, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 22, n° 4, pp. 3-12
- Sleeman C. (2006), Analysis of revisions to quarterly GDP. A real-time database,  
*Reserve Bank of New Zealand bulletin*, Vol. 69, n° 1
- Sleeman C. e Karagedikli O. (2006), Getting real: analysis and applications of real-time data, *Reserve Bank of New Zealand*
- Stuttard N. (2006), *Testing for significance in ONS data*, 9<sup>TH</sup> meeting of National Statistics Methodology advisory committee, ONS, Londra  
[http://www.statistics.gov.uk/methods\\_quality/downloads/NSMAC9Paper1.pdf](http://www.statistics.gov.uk/methods_quality/downloads/NSMAC9Paper1.pdf)
- Swanson N.R. e D. Van Dijk (2002), Are statistical reporting agencies getting it right? Data rationality and business cycle asymmetry, *Econometric Institute Report EI 2001-28*.
- Theil H. (1961), *Economic forecasts and policy*, Amsterdam, North-Holland.
- Theil H. (1966), *Applied economic forecasting*, Amsterdam, North Holland.
- Verbeek M. (2006), *Econometria*, Zanichelli, Bologna.
- Youll Robin (2006), Analysis of revisions and provision of this information to users for key short-term economic statistics at the UK office for National Statistics (ONS), *OECD short-term economic statistics Working Party*, 26-28 Giugno 2006, Parigi

- Young A.H. (1974), Reliability of the quarterly national income and product accounts of the United States, 1947-71, *The Review of Income and Wealth*, 20, 1, pp. 1-39.
- Young A.H. (1993), Reliability and accuracy of the quarterly estimates of GDP, *Survey of Current Business*, 73, 10, pp. 29-43.
- Young A.H. (1996), Reliability and accuracy of quarterly GDP estimates: a review, in J.W. Kendrick (ed.), *The new system of national accounts*, Norwell, Kluwer, pp. 423-449.
- Zellner A. (1958), A statistical analysis of provisional estimates of gross national product and its components, of selected national income components, and of personal savings, *Journal of the American Statistical Association*, 53, 281, pp. 54-65.