

CONVEGNO DI PRESENTAZIONE DELLA RICERCA

DINAMICA DEL SETTORE IMMOBILIARE-COSTRUTTIVO E RIPRESA DEL PIL: IL CASO ITALIANO

a cura del Centro Studi Immobiliari Aspesi

con **AB RESEARCH**

mercoledì 10 giugno alle ore 14.30

Fiera Milano-Rho pad. 2 - Brown Conference Room



Fieramilano, 9-12 giugno 2009

PROGRAMMA:

ore 14.30 Welcome coffee e registrazione dei partecipanti

ore 14.45 **Presentazione della ricerca a cura del Prof. Carlo A. Ricciardi**
Ordinario di Economia Politica della Facoltà di Scienze della Comunicazione dell'Università IULM

Intervento di approfondimenti metodologici del Prof. Giuseppe Boari
Ordinario di Statistica della Facoltà di Economia dell'Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano

Tavola Rotonda:

Coordina: **Evelina Marchesini**, *Giornalista del Sole 24 Ore, Responsabile Mondo Immobiliare e Casa&Case*

Discussants: **Fabio Casiroli** (*Docente del Politecnico di Milano*)

Achille Linneo Colombo Clerici (*Presidente Assoedilizia*)

Pier Luigi Mantini (*Deputato*)

Ambrogio Prezioso (*Presidente Consulta Ance-Aspesi e Costruttori di Napoli*)

Manfredi Rosso (*Chief Investment Officer Gruppo Zurich Italia*)

Giorgio Stracquadanio (*Deputato*)

Conclusioni: **Federico Filippo Oriana**, *Presidente ASPESI e Coordinatore Forum Interassociativo Real Estate*

CONVEGNO

“DINAMICA DEL SETTORE IMMOBILIARE–COSTRUTTIVO E RIPRESA DEL PIL: IL CASO ITALIANO”

Atti:

EDILIZIA RESIDENZIALE E CICLO ECONOMICO: EVIDENZE EMPIRICHE DAL CASO ITALIANO

A CURA DEL PROF. CARLO A. RICCIARDI, *Ordinario di Economia Politica dell'Università IULM*

THE EFFECTS OF MONEY SUPPLY ON CONSTRUCTION FLOWS: EVIDENCE FROM ITALY

A CURA DEL PROF. GIUSEPPE BOARI, *Ordinario di Statistica dell'Università CATTOLICA di Milano*

CAUSAL RELATIONSHIP BETWEEN PIL AND CONSTRUCTION FLOWS: EVIDENCE FROM ITALY

A CURA DEL PROF. GIUSEPPE BOARI, *Ordinario di Statistica dell'Università CATTOLICA di Milano*

SINTESI DELL'INTERVENTO CONCLUSIVO DEL PRESIDENTE DELL'ASPESI

A CURA DELL'AVV. FEDERICO FILIPPO ORIANA, *Presidente ASPESI*

PREFAZIONE

La gravissima crisi economica mondiale in corso suscita, sia negli esperti che nell' "uomo della strada", il ricorrente quesito sui tempi e i modi della sua fine e dell'inizio della ripresa. E' ben nota la valenza anticongiunturale del settore immobiliare-costruttivo (ad alta intensità di occupazione e a basso tasso di importazioni). In particolare nel nostro Paese ogni fase critica ha visto storicamente un ruolo essenziale del nostro settore fino al 2005, anno in cui il +6% dell'edilizia compensò la caduta dell'industria manifatturiera e dei servizi, evitando che l'Italia fosse dichiarata tecnicamente in recessione dalla UE quando il resto del mondo stava crescendo e in certi casi anche a ritmi sostenuti.

Questa interrelazione tra ciclo edilizio-immobiliare e ciclo economico generale ha suscitato l'attenzione dell'ASPESI che ha ricordato un importante studio sul tema del compianto Prof. Mario Talamona. Il nostro Centro Studi Immobiliari, realizzato con AB RESEARCH, è stato, quindi, incaricato di sviluppare la ricerca dal titolo:

“DINAMICA DEL SETTORE IMMOBILIARE–COSTRUTTIVO E RIPRESA DEL PIL: IL CASO ITALIANO”

con la supervisione del Responsabile Scientifico del Centro Studi Immobiliari Aspesi, Prof. Carlo A. Ricciardi (Ordinario di Economia Politica dell'Università IULM e ivi Preside della Facoltà di Scienze della Comunicazione, nonché allievo del Prof. Talamona), e la gentile collaborazione del Prof. Giuseppe Boari, Ordinario di Statistica della Facoltà di Economia dell'Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano, che ne ha curato la parte di approfondimenti scientifici.

CONVEGNO ASPESI:
DINAMICA DEL SETTORE IMMOBILIARE-COSTRUTTIVO E RIPRESA DEL PIL:
IL CASO ITALIANO

Edilizia residenziale e ciclo economico: evidenze empiriche dal caso italiano

Carlo Antonio Ricciardi

Istituto di Economia e Marketing, Università IULM di Milano
carlo.ricciardi@iulm.it

INDICE

1. INTRODUZIONE
2. NATURA E RUOLO DELL'INVESTIMENTO IN COSTRUZIONI IN
PROSPETTIVA DI POLITICA CONGIUNTURALE
3. INVESTIMENTI RESIDENZIALI E PRODOTTO INTERNO LORDO IN ITALIA:
EVIDENZE DALL'ANALISI ECONOMETRICA DEL PERIODO 1981-2008
4. LE DETERMINANTI DELLA SPESA PER INVESTIMENTI RESIDENZIALI IN
ITALIA
5. CONSIDERAZIONI FINALI

1. Introduzione

L'analisi economica dell'attività di costruzione e di scambio di abitazioni in Italia si è – soprattutto negli ultimi anni – focalizzata sul mercato immobiliare, con particolare riguardo alla dinamica dei prezzi delle abitazioni e alla progressiva finanziarizzazione del settore¹. Minore attenzione è stata per contro dedicata a una sistematica e storica analisi del collegamento tra ciclo economico e ciclo edilizio in Italia² e dell'impatto che la domanda e la spesa per abitazioni hanno sul PIL italiano, in una ottica di breve periodo.³

L'episodico interesse degli economisti per una analisi congiunturale dell'attività di produzione e acquisto di alloggi è riconducibile a una generale tendenza della teoria e dell'analisi economica – almeno nel ventennio a cavallo tra il ventesimo e il ventunesimo secolo – ad occuparsi prioritariamente di problemi di crescita macroeconomica e di struttura di settori e mercati. Anche le recenti indagini sulle cause e sul ruolo svolto dalle bolle speculative nel mercato immobiliare nell'attivazione di cicli recessivi sono mosse più da un interesse mediato che dall'obiettivo di analizzare sistematicamente le relazioni tra cicli economici e attività edilizia come fenomeno rilevante in sé.

Nell'attuale situazione economica italiana – caratterizzata sia da una endemica bassa crescita tendenziale del PIL, sia da una significativa crisi congiunturale – la rivitalizzazione e la riqualificazione degli investimenti in edilizia residenziale e l'avvio di una sistematica e coerente politica di ammodernamento e ampliamento delle infrastrutture abitative e costruttive di servizio alle famiglie, alle imprese e agli enti pubblici possono costituire efficaci interventi di politica congiunturale e di crescita.⁴

In questo contesto appare di particolare rilievo – sia per la sua dimensione assoluta e relativa rispetto al PIL italiano, sia per la sua capacità di attivazione di spesa (reddito) nazionale, di occupazione e di soddisfazione di un prioritario bisogno di merito sociale – analizzare l'impatto macroeconomico e le determinanti della spesa per investimenti residenziali in Italia in prospettiva storica.

In particolare, questa relazione propone alla valutazione degli operatori del settore e dei responsabili delle politiche pubbliche nel variegato settore delle costruzioni i principali risultati di una rigorosa indagine statistica ed econometrica – svolta per conto di Aspesi – sui seguenti aspetti:

¹ In riferimento all'Italia, si vedano le recenti indagini di A. Amato, *Saggi di Economia immobiliare. Modelli econometrici e problematiche valutative*, F. Angeli, 2006) e Nomisma (*Rapporto sulla finanza immobiliare*, 2008)

² Un ormai lontano esempio di indagine sistematica e in prospettiva storica del collegamento tra ciclo economico e attività edilizia è la ricerca svolta da Mario Talamona, per conto dell'ISCO, nel 1958 (*Mario Talamona, Fluttuazioni edilizie e cicli economici*, ISCO, 1958). In Italia, l'Ance organizza o finanzia l'attività di un osservatorio congiunturale sull'industria delle costruzioni che inevitabilmente ha tutti i pregi e i limiti di un "osservatorio di parte" e svolge prevalentemente indagini di brevissimo periodo. Il Cresme/SAIE elabora un rapporto congiunturale sul mercato delle costruzioni.

³ Per esempio, l'interessante analisi sulla capacità di attivazione del settore immobiliare sull'economia italiana svolta da Nomisma (*Rapporto sulla finanza immobiliare*, 2008, cap. 1) utilizza come quadro teorico di riferimento le tavole input-output ed è limitata al periodo 1995-2007.

⁴ Il Governatore della Banca d'Italia - nelle "Considerazioni finali" all'Assemblea dei partecipanti del 30 maggio 2009 – cita esplicitamente tra le politiche anticrisi da attuare con sollecitudine "le misure volte a mobilitare il risparmio privato nell'edilizia residenziale (...) per contribuire alla ripresa degli investimenti (...) nonché al completamento dei cantieri già aperti e la realizzazione di opere a livello locale, molte delle quali possono essere avviate in tempi brevi"

- le relazione causale tra ciclo edilizio-abitativo e ciclo macroeconomico in Italia;
- le capacità di attivazione dell'investimento residenziale sul PIL italiano;
- le collegamento tra indicatori di accesso al credito e investimenti residenziali in Italia.

2. Natura e ruolo dell'investimento in costruzioni in prospettiva di politica congiunturale.

La spesa delle comunità elementari (famiglie, convivenze, individui) per l'acquisto di case e appartamenti di nuova costruzione e per la conservazione di abitazioni esistenti è denominata – negli schemi standard di contabilità nazionale⁵ – “investimento residenziale” o “investimento in abitazioni”. La spesa delle imprese pubbliche e private per l'acquisto di edifici e fabbricati destinati ad attività produttiva – quindi ad un uso non residenziale – rappresenta invece un investimento in capitale produttivo assimilabile, per destinazione d'uso, all'acquisto di macchine e impianti.

La somma delle tre tipologie di spesa per investimento prima definite (in abitazioni, in edifici non abitativi, in macchine e impianti) identifica il cosiddetto “investimento in capitale fisso”, che si differenzia – per natura e per determinanti – dall' “investimento in scorte”, composto da materie prime e prodotti intermedi disponibili e/o incorporati in prodotti finiti in attesa di essere venduti.

Quindi la spesa totale per investimenti I è composta da:

$$(1) \quad I \equiv I_R + I_{NR} + I_K + I_S$$

ove I_R , I_{NR} , I_K e I_S rappresentano rispettivamente la spesa per investimenti residenziali, non residenziali, in capitale produttivo e in scorte.

Nelle indagini relative al settore delle costruzioni⁶ vengono spesso aggregate le spese delle comunità elementari per abitazioni e le spese delle imprese per edifici e fabbricati, per identificare l'investimento in costruzioni (I_C) che risulta quindi costituito da:

$$(2) \quad I_C \equiv I_R + I_{NR}$$

La spesa per investimenti residenziali e non residenziali – quindi, in costruzioni – rappresenta circa la metà della spesa per investimenti in capitale fisso realizzata in Italia e circa l'11% del PIL (Tabella 1).

Tabella 1. Investimenti in capitale fisso: residenziali e non residenziali e in capitale produttivo in Italia: 2007 e 2008

	2007		2008	
	Valore assoluto (milioni di euro)	Valore % sul PIL	Valore assoluto (milioni di euro)	Valore % sul PIL
I. Investimenti in costruzioni:	152.609	11	155.281	10,8
1.1 residenziali	82.929	6	84.493	5,5

⁵ Per una definizione manualistica di questi elementari concetti di macroeconomia si rinvia a O. Blanchard, *Macroeconomia*, 7ª edizione, Il Mulino, 2009, capitolo 1

⁶ Si vedano – per esempio – le analisi e le elaborazioni di dati ISTAT di ANCE e di Nomisma. Cfr *Rapporto sulla finanza immobiliare*, 2008, Tavole I.1.4 e I.1.5.

1.2 non residenziali	69.680	5	70.788	5,3
2. Investimenti in capitale produttivo	153.000	11	145.000	10,2
3. Investimenti in capitale fisso		22		21

Fonte: ANCE e ISTAT

Al di là della sua rilevante dimensione assoluta (oltre 150 miliardi di euro) e del rilevante peso nella formazione del PIL italiano (circa l'11%), l'investimento residenziale e non residenziale – ovvero l'investimento in costruzioni – presenta caratteristiche che lo rendono particolarmente interessante in quanto leva e strumento di politica anticongiunturale e, in prospettiva di lungo periodo, di politica della crescita economica.

In primo luogo, l'investimento in costruzioni – e, soprattutto, l'investimento residenziale – rappresenta una componente della spesa aggregata autonoma o indipendente dal livello corrente del reddito e del prodotto nazionale. Le sue determinanti⁷ sono le aspettative di ritorno dell'investimento – in termini di servizi abitativi o produttivi – e le condizioni di accesso alle e di costo delle risorse finanziarie necessarie per realizzarlo. Per contro, il livello corrente del reddito e del prodotto nazionale esercita una influenza minore, soprattutto per quanto riguarda l'investimento in abitazioni. In quanto componente autonoma della spesa aggregata, le variazioni – positive o negative – dell'investimento in costruzioni attivano variazioni indotte e amplificate della produzione e del reddito di altri settori e quindi del prodotto nazionale. In secondo luogo, rispetto ad altre componenti della spesa aggregata autonome e indipendenti dal reddito nazionale corrente – come talune componenti della spesa per consumi, la spesa pubblica diretta per beni e servizi e le esportazioni⁸ - la spesa per costruzioni (residenziali e non) ricostituisce, riqualifica ed espande lo stock di capitale abitativo e produttivo della nazione e rappresenta una fonte durevole di servizi di merito sociale (il diritto all'alloggio) e/o di servizi produttivi.

Infine, l'investimento in costruzioni ha un rilevante impatto occupazionale e in molti casi un efficace ruolo di ammortizzatore economico-sociale in quanto offre opportunità di integrazione del reddito familiare e di occupazione regolare per forze marginali e precarie della forza-lavoro, in particolare di immigrati.

D'intesa e su incarico di ASPESI, è parso quindi interessante realizzare una indagine statistico-econometrica – basata su serie storiche di fonte ISTAT e Banca d'Italia e su modelli e test statistici innovativi nelle analisi sul settore – sulla dinamica congiunturale dell'investimento in costruzioni finalizzata ad accertare:

- l'andamento ciclico della spesa per investimenti in costruzioni, con particolare riguardo alla sua natura prociclica o anticiclica;
- la sua capacità di attivazione di variazioni di prodotto e reddito nazionale e il ritardo o *lag* temporale con cui queste si realizzano compiutamente;
- l'influenza esercitata sull'investimento in costruzioni da indicatori della facilità e della costosità dell'accesso al finanziamento che potrebbe rappresentare – soprattutto nell'attuale situazione di presunta o effettiva restrizione creditizia –

⁷ Si veda, al riguardo, il punto 4 del presente rapporto.

⁸ Si ricorda che la spesa aggregata (SA) è composta da

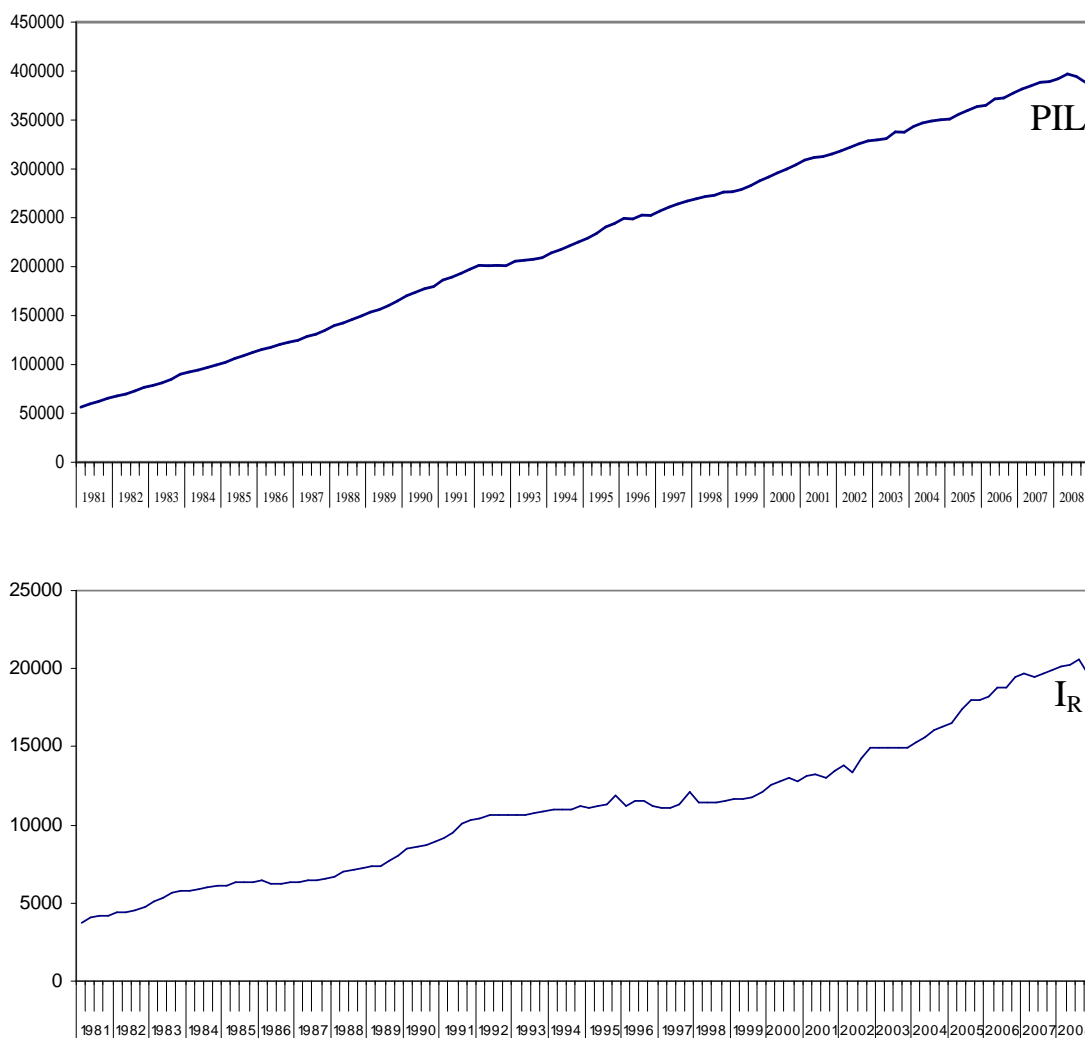
(3) $SA \equiv C_0 + c(Y-T) + G_0 + X_{NB}$, ove C_0 , G_0 , X_{NB} , rappresentano la spesa autonoma per consumi, la spesa governativa (pubblica) diretta per beni e servizi e le esportazioni nette. Si veda O. Blanchard, *Macroeconomia*, cap.3

un serio ostacolo all'efficacia di politiche di promozione dell'investimento in questione in funzione anticongiunturale.

3. Investimenti in costruzioni abitative (residenziali) e prodotto interno lordo in Italia: evidenze dall'analisi econometrica del periodo 1981-2008

L'analisi econometrica delle serie statistiche dei dati trimestrali relativi al PIL italiano e all'investimento lordo in costruzioni residenziali – rappresentate nella Figura 1 – evidenzia anzitutto l'andamento prociclico di quest'ultimo, a conferma di una dinamica congiunturale storicamente stabile in Italia così come in molti altri Paesi economicamente e socialmente avanzati.

Figura 1. Dinamica del PIL e dell'investimento lordo in costruzioni residenziali in Italia: 1981-2008 (valori a prezzi correnti destagionalizzati)



Fonte: ISTAT

L'indagine evidenzia altresì l'esistenza di una significativa relazione di causalità tra dinamica degli investimenti residenziali e dinamica del PIL italiano, a sostegno

dell'ipotesi che la spesa delle famiglie per costruzioni destinate ad uso abitativo sono – almeno nel breve periodo – indipendenti dal livello corrente del prodotto nazionale. Infatti il test di causalità di Granger⁹ applicato alle due serie statistiche indica che – nel periodo analizzato – sono le variazioni nell'investimento residenziale a influenzare le variazioni del PIL e non viceversa (Tabella 2).

Tabella 2 – Test di Granger relativo alla causalità tra variazioni del PIL e variazioni degli investimenti residenziali in Italia: 1981-2008.

	Lag 6	p-value
ΔPIL non causa ΔI_R	1.40110	(0.2249)
ΔI_R non causa ΔPIL	2.52517	(0.0276)

G. Boari, M.Nai Ruscone, S. Osmetti "Causal relationship between PIL and construction flows: evidence from Italy", 2009

Lo stesso test consente altresì di valutare la esistenza e la dimensione del ritardo o sfasamento (lag) temporale tra variazione degli investimenti residenziali e variazione del PIL italiano. Almeno in riferimento al periodo analizzato, il tempo necessario affinché la spesa per investimenti lordi in abitazioni produca i suoi effetti complessivi sul PIL è mediamente di sei trimestri, ovvero di un anno e mezzo. In definitiva, la dinamica dell'investimento residenziale anticipa positivamente le variazioni del prodotto interno lordo italiano¹⁰.

Non meno interessante – sia dal punto di vista analitico, sia in prospettiva di politica congiunturale – sono le indicazioni emergenti dall'indagine statistico-econometrica in merito alla capacità dell'investimento residenziale di attivare variazioni amplificate del PIL italiano.

Già precedenti indagini¹¹ hanno evidenziato e misurato – sia pure in riferimento a periodi più ristretti (1995 – 2007) e con metodologie basate sul ricorso a tavole delle interdipendenze settoriali – la capacità del settore immobiliare di attivare la produzione di altri settori dell'economia italiana. Secondo queste stime (Tabella 3), il settore italiano delle costruzioni era caratterizzato nel 2007 da una capacità di attivazione della produzione di altri settori pari al 21%, in quanto – nell'anno considerato – una spesa di un milione di euro nel settore attivava una produzione complessiva nell'economia italiana di oltre 1.211.000 euro. Pur essendo crescente nel periodo considerato (dal 14,35% del 1995 al 21,12% del 2007) la capacità di attivazione intersettoriale dell'industria immobiliare risultava dall'indagine citata tra le più basse dei macrosettori analizzati.

Tabella 3. Settore immobiliare: capacità di attivazione della produzione complessiva italiana. Anni 1995, 2000, 2004 e 2007 (valori a prezzi correnti)

⁹ Granger C.W.J., Newbold P. (1976) *Forecasting Transformed Series*, *Journal of the Royal Statistical Society*. 1976, 38, 2.

¹⁰ G. Boari, M.Nai Ruscone, S. Osmetti "Causal relationship between PIL and construction flows: evidence from Italy", 2009, pag.7

¹¹ Nomisma. *Cfr Rapporto sulla finanza immobiliare*, 2008,

Anni	Spesa nel settore immobiliare (euro)	Attivazione di produzione complessiva (euro)	Attivazione di produzione complessiva (%)
1995	1.000.000	1.143.560	+ 14,35%
2000	1.000.000	1.177.473	+ 17,74%
2004	1.000.000	1.200.032	+ 20,00%
2007	1.000.000	1.211.118	+ 21,12%

Fonte: Nomisma, *Rapporto sulla finanza immobiliare, 2008, Tav. I 1.8*

L'indagine econometrica svolta da ASPESI stima l'effetto dell'investimento residenziale sul PIL italiano assumendo come quadro di riferimento la teoria macroeconomica del moltiplicatore del reddito (prodotto) nazionale che – come noto – riguarda le componenti autonome della spesa aggregata.

In estrema sintesi, questa teoria afferma che in un sistema macroeconomico chiuso al commercio internazionale, caratterizzato da una data capacità produttiva e che opera in condizioni “di breve periodo”, un aumento o una diminuzione della spesa per investimenti residenziali (ΔI_R) provoca, dopo una serie di aggiustamenti, una variazione complessiva del reddito (prodotto) nazionale (ΔY) che è data dalla relazione:

$$(3) \quad \Delta Y = \Delta I_R \times k \quad \text{con } \infty > k > 1.$$

Il coefficiente k è determinato da:

$$(4) \quad k = 1 / [1 - PMC \times (1-t)]$$

ove PMC è la propensione (marginale) al consumo delle famiglie e t è l'aliquota (marginale) delle imposte sul reddito di queste ultime.

In riferimento a valori riferibili alla situazione macroeconomica italiana degli ultimi anni ($PMC = 0,85 = 85\%$ e $t = 0,5 = 50\%$), il coefficiente k può essere stimato pari a:

$$(4') \quad k = 1 / [1 - 0,85 \times (1-0,5)] = 1,75$$

così che si può ipotizzare che una variazione della spesa per investimenti residenziali ΔI_R di un milione di euro provochi una variazione complessiva di reddito e prodotto nazionale ΔY pari a 1,750 milioni di euro.

L'indagine ASPESI sulle serie storiche trimestrali di I_R e PIL relative all'Italia nel periodo 1981-2008¹² - attraverso un modello di regressione lineare applicato alle variazioni di PIL e di I_R con un ritardo di sei trimestri – propone una stima del coefficiente di correlazione statistica tra le due variabili che esprime l'effetto di breve periodo sul prodotto nazionale dell'investimento residenziale, in un'ottica assimilabile a quella del moltiplicatore del reddito. La correlazione statistica stimata è sintetizzabile nell'equazione lineare:

¹² G. Boari, M. Nai Ruscone, S. Osmetti “Causal relationship between PIL and construction flows: evidence from Italy”, 2009.

$$(5) \quad \Delta \text{PIL}_t = 2719 + 1,7 \times \Delta \text{I}_{R,t-6}$$

dalla quale risulta evidente sia l'accennato sfasamento temporale di sei trimestri (un anno e mezzo) tra variazioni di I_R e variazioni di PIL, sia il significativo effetto positivo – espresso dal coefficiente 1,7 – delle variazioni dell'investimento residenziale sul prodotto interno lordo italiano.

È altresì interessante rilevare la non casuale coincidenza tra il valore del coefficiente k del moltiplicatore del reddito calcolato sulla base di valori stimati di PMC e t riferibili all'Italia nel periodo indagato e il valore del coefficiente di regressione stimato sulla base delle serie storiche di I_R e PIL.

4. Le determinanti della spesa per investimenti residenziali in Italia

L'autonomia – in condizioni di breve periodo – della spesa per investimenti residenziali dal prodotto (reddito) nazionale è condizione necessaria per utilizzare come quadro di riferimento teorico e statistico per le relazioni causali tra le due variabili il modello macroeconomico del moltiplicatore e il modello statistico della regressione.

A integrazione dell'analisi positiva sulla dinamica degli investimenti residenziali e del PIL in Italia e in prospettiva di politica economica occorre tuttavia affrontare il tema delle determinanti dei programmi e delle decisioni di investimento delle comunità elementari – soprattutto delle famiglie – in stock residenziale.

In termini generali, la teoria economica suggerisce – anche sulla base di evidenze empiriche relative ai Paesi di diverse dimensioni e struttura (come gli USA e Hong Kong) – che la spesa delle famiglie e delle altre comunità elementari per abitazioni dipende soprattutto dal prevedibile flusso di servizi reali e/o reddituali che gli acquirenti si aspettano di poter ricavare dall'investimento in un orizzonte di riferimento.

Si può quindi ipotizzare¹³ che:

$$(6) \quad I_{R,t1} = f [EV (\pi^e_{ti}); \pi_{t1}] \quad i = 1, 2, \dots, n$$

ove $EV (\pi^e_{ti})$ e π_{t1} rappresentano rispettivamente il valore atteso del flusso di servizi e/o redditi futuri ricavabili dalle nuove abitazioni in riferimento a un orizzonte temporale t_n e il valore corrente di tali servizi e/o redditi nell'anno t_1 .

In riferimento a studi recenti relativi alla dinamica della spesa in costruzioni¹⁴ e alla ventilata ipotesi di restrizioni significative del credito nell'attuale fase congiunturale, è parso interessante sottoporre a verifica statistico-econometrica l'ipotesi che la dinamica degli investimenti residenziali sia influenzata da indicatori dell'accesso al credito per le famiglie e le comunità elementari interessate all'acquisto di abitazioni. In particolare l'indagine empirica svolta da G. Boari, M. Nai Ruscone, S. Osmetti¹⁵ ha analizzato – sulla base di serie storiche trimestrali relative al periodo 1998-2008 - l'esistenza di un collegamento tra investimento lordo residenziale (I_R), stock monetario (M_3), ammontare

¹³ O. Blanchard, *Macroeconomia*, V edizione, Il Mulino, 2009, pag. 357

¹⁴ Tse R.Y.C., Raftery J. (1999) *The effects of money supply on construction flows*, *Construction Management and Economics*, 19, 9-17.

¹⁵ G. Boari, M. Nai Ruscone, S. Osmetti "The effects of money supply on construction flows: evidence from Italy", 2009

dei mutui erogati (MR), ammontare dei prestiti di durata superiore ai cinque anni a società non finanziarie residenti in Italia (NFR), tasso medio di interesse sui prestiti per l'acquisto di abitazioni (TP) e tasso ufficiale di sconto o di riferimento per i prestiti interbancari (TS).

Seppure con diversi gradi di significatività statistica, l'indagine ASPESI – basata sull'incrocio del test di causalità di Granger e del test di cointegrazione di Johansen – evidenzia che le variabili che risultano più correlate alle variazioni della spesa per investimenti residenziali sono l'ammontare di mutui erogati (MR), lo stock di prestiti a medio termine concessi a società non finanziarie operanti in Italia (NFR) e lo stock di moneta M_3 .

In particolare, a seguito di una procedura di *stepwise*, l'unica variabile statisticamente significativa è risultata MR, come espresso dalla relazione:

$$(7) \quad \Delta I_R = 0,0148 \Delta MR_{t-2},$$

che evidenzia un ritardo dell'effetto di una variazione dello stock di mutui erogati pari a due trimestri.

L'indagine evidenzia altresì che le variazioni di questi tre indicatori di accesso effettivo o potenziale al finanziamento agiscono sulla spesa per investimenti residenziali da parte delle famiglie con un ritardo compreso tra i due e i tre trimestri. Ne consegue che la possibilità di accedere al credito – in particolare, ai mutui immobiliari per le famiglie e ai prestiti a medio termine per le società non finanziarie – risulta avere una significativa influenza positiva sull'investimento residenziale soprattutto in un orizzonte temporale di brevissimo periodo. Questa indicazione emergente da una analisi di medio periodo relativa al periodo 1998-2008 sembra in effetti giustificare le preoccupazioni recentemente espresse sia da molti operatori del settore¹⁶ in merito agli effetti negativi di una generale restrizione del credito sulla domanda di costruzioni, sia dal Governatore della Banca d'Italia in occasione dell'ultima Assemblea dei Partecipanti¹⁷.

5. Considerazioni finali

L'analisi storico-positiva svolta sulla dinamica di breve periodo della spesa totale per costruzioni abitative e del PIL italiano ha evidenziato la significativa capacità dell'investimento residenziale di rappresentare una efficace leva di politica congiunturale e di politica di crescita attraverso i suoi effetti reali sul patrimonio edilizio della Nazione. Sarebbe – a questo riguardo – interessante svolgere una indagine empirica sulla relazione di lungo periodo tra spesa per costruzioni e PIL italiano per verificare se il settore delle costruzioni rappresenta un fattore di crescita della produzione, della produttività e dell'occupazione ovvero un macrosettore tradizionale e

¹⁶ Si veda – per esempio – *Il Mondo*, 5 giugno 2009, pag. 115

¹⁷ *Considerazioni Finali*, cfr paragrafo su "Il finanziamento dell'economia"

poco innovativo che contribuisce al e spiega il relativamente basso tasso di crescita macroeconomica del nostro Paese negli ultimi anni¹⁸.

L'indagine promossa da ASPESI sollecita altresì alcune considerazioni in merito alle linee di indirizzo di politica economica per utilizzare l'investimento in costruzioni residenziali in quanto strumento flessibile ed efficace di politica congiunturale con positive implicazioni sulla crescita economica e lo sviluppo del benessere sociale.

Una prima linea di indirizzo è identificabile nell'adozione di interventi che promuovano l'efficienza e l'efficacia privata e sociale dei mercati interdipendenti delle abitazioni residenziali in proprietà e in locazione, in assenza di regolamentazioni e differenze di trattamento fiscale che – come la teoria economica ha ampiamente dimostrato¹⁹ – finiscono con il produrre inefficienze e costi privati e sociali. I mercati interdipendenti delle abitazioni in proprietà e in affitto in Italia sono infatti caratterizzati da aspetti strutturali – come la accentuata dicotomia del settore delle costruzioni tra poche grandi e molte piccole imprese, la segmentazione degli acquirenti, la differenziazione accentuata dei prodotti residenziali, l'imperfetta informazione e le esternalità – e da una articolata e costosa regolamentazione - anche tributaria - relativa sia alla produzione sia alla vendita e all'acquisto di immobili. Tendono quindi a essere mercati strutturalmente inefficienti rispetto ai bisogni privati e sociali e con frequenti forme di opportunismo o addirittura di dolo che attivano un diffuso processo di fallimento qualitativo e quantitativo. La definizione di poche e chiare normative, senza margini di discrezionalità per le Autorità chiamate ad applicarle, e la eliminazione di ogni forma di discriminazione tra offerta pubblica e privata di abitazioni potrebbero garantire un rilevante miglioramento della competizione nel mercato delle abitazioni a vantaggio dei privati e della collettività nazionale.

Numerosi studi²⁰ hanno identificato i differenti fattori che contribuiscono a determinare la domanda di servizi abitativi e quindi la spesa per investimenti residenziali nonché i costi privati e sociali derivanti dai vincoli burocratici e amministrativi e dalle rilevanti differenze di regime fiscale tra acquirenti e produttori. Tra questi fattori quelli considerati cruciali sono di natura demografico-sociale (struttura per età della popolazione, dimensione e composizione delle comunità elementari, mobilità residenziale, importanza attribuita alla proprietà della casa) e finanziaria-fiscale (accessibilità e costosità del credito, trattamento fiscale della proprietà e del reddito delle abitazioni).

Tuttavia, in Paesi – come gli Stati Uniti e la Svizzera – con un sistema pensionistico pubblico poco diffuso e garantista, l'acquisto della casa rappresenta una efficace forma di risparmio e investimento previdenziale. Date le difficoltà che incontra in Italia lo sviluppo di un esteso ed efficiente sistema di previdenza complementare basata sui fondi pensione e sui prodotti finanziario-assicurativi funzionali al crescente bisogno di integrazione delle pensioni pubbliche obbligatorie²¹, sarebbe opportuno valutare e sperimentare forme di investimento residenziale assimilate fiscalmente e giuridicamente ai tradizionali prodotti previdenziali.

¹⁸ L'ipotesi da sottoporre a verifica potrebbe riguardare la riconducibilità del settore delle costruzioni al macrosettore innovativo ovvero a quello tradizionale teorizzato da W. Baumol per spiegare il basso tasso di crescita di molte Nazioni socialmente ed economicamente evolute.

¹⁹ Si veda – per esempio – D. Begg, S. Fischer, R. Dornbusch, *Economia*, III edizione, 2008

²⁰ Tra i molti, G. Manjíw, D. Weil, *The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market*, NBER, 1990

²¹ Si veda C.A. Ricciardi, *Le prospettive di sviluppo della previdenza complementare in Italia*, *Il Sole 24 Ore, Studi*, 2007

The effects of money supply on construction flows: evidence from Italy

Giuseppe Boari Marta Nai Ruscone Silvia Osmetti

Dipartimento di Scienze statistiche, Università Cattolica del S.Cuore di Milano
giuseppe.boari@unicatt.it, marta.nairuscone@unicatt.it, silvia.osmetti@unicatt.it

Introduzione

Studi recenti effettuati ad Hong Kong (Tse, Raftery, 1999) hanno individuato una relazione fra l'accesso al credito e la variazione di breve periodo del PIL, mostrando come il primo generi fluttuazioni positive nella dinamica degli investimenti immobiliari. Nel presente lavoro si vuole studiare il medesimo problema per il caso italiano. L'analisi viene condotta valutando la relazione esistente fra gli investimenti lordi in costruzioni e l'accesso al credito, predisponendo un modello di analisi delle serie storiche che evidenzia la correlazione fra le serie considerate, la direzione di causalità e lo sfasamento temporale. Nel lavoro viene utilizzato il test di causalità di Granger.

1. Le serie storiche e lo studio della stazionarietà

Si considerino le serie storiche, rilevate trimestralmente dal 1998 al 2008, degli investimenti lordi per la costruzione di abitazioni¹, dell'aggregato massa monetaria $M3$, dell'ammontare dei mutui erogati MR (Istituzioni creditizie: prestiti oltre i 5 anni a famiglie e istituzioni, mutui-residenti), dei prestiti oltre i 5 anni a società non finanziarie-residenti NFR (espresse in milioni di euro), e le serie del tasso medio sui prestiti per l'acquisto di abitazioni TP e del tasso di sconto TS ².

Il test di causalità di Granger, che verrà utilizzato nel seguito, richiede che le serie da analizzare siano stazionarie. A tale proposito si ricorda che una serie y_t per $t=1,2,\dots,T$ si dice debolmente stazionaria (stazionaria in covarianza) se è generata da un processo stocastico $\{Y_t\}$ per il quale $M(Y_t)=costante$, per $t=0,\pm 1,\pm 2,\dots$, e $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = \gamma(h)$ per

¹Fonte: Istat

²Fonte: Banca d'Italia.

$h=0,1,2,\dots$. In tal caso la serie presenta oscillazioni aleatorie attorno ad un trend non evolutivo.

Al fine di formalizzare la nozione di stazionarietà, e descrivere quindi i test utilizzati per verificarne la presenza, si consideri il seguente modello generale che descrive la dinamica delle osservazioni y_t :

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

dove la costante δ è denominata *drift*; γt rappresenta la componente sistematica, che descrive un andamento evolutivo (di fondo o “trend”, qui espresso attraverso una funzione lineare) con saggio di crescita determinato dal valore della costante (solitamente non negativa) γ ; la componente αy_{t-1} , detta autoregressiva, rappresenta il legame cosiddetto di autocorrelazione seriale tra le osservazioni y_t e quelle precedenti y_{t-1} , mentre ε_t è la componente di errore accidentale.

Con riferimento al modello (1), se $\gamma=0$ e $|\alpha|<1$ allora la serie y_t risulta stazionaria (almeno in senso debole). Se invece $\gamma>0$ e/o $\alpha=1$ allora la serie presenta non-stazionarietà, di natura sistematica, se $\gamma>0$, e anche aleatoria, se $\alpha=1$.

Uno strumento generalmente indicato per rendere stazionaria una serie storica per la quale si è verificata l'esistenza di non-stazionarietà, consiste nella trasformazione della stessa nelle corrispondenti differenze prime

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}.$$

Si considerino, a tale proposito, i due casi di non stazionarietà sopra descritti.

Se $\gamma>0$ e $|\alpha|<1$, allora applicando alla (1) le differenze Δ si ottiene

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = \gamma + \alpha \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t^*, \quad (2)$$

che risulta un modello stazionario nelle differenze prime.

Se $\gamma=0$ e $\alpha=1$, il modello diventa

$$y_t = \delta + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Delta y_t = \delta + \varepsilon_t, \quad (3)$$

che risulta quindi ancora un modello stazionario nelle differenze prime.

Se infine risultasse sia $\gamma>0$ che $\alpha=1$, si dovrebbe intervenire con le differenze seconde (ovvero le differenze delle Δy_t). In tal caso infatti la (2) sarebbe del tipo

$$\Delta y_t = \gamma + \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t^*,$$

ancora non stazionaria.

2. I test di non-stazionarietà sulla presenza di radici unitarie

Come è noto, la non-stazionarietà di tipo sistematico ($\gamma>0$) può in genere essere diagnosticata attraverso una semplice analisi grafica.

Per verificare invece anche l'eventuale presenza di non-stazionarietà aleatoria ($\alpha=1$) è possibile utilizzare il test per radici unitarie di Dickey-Fuller (DF), oppure il test cosiddetto Augmented Dickey-Fuller (ADF): essi sono tra i test più noti in letteratura, sia per la loro semplicità di impiego, che per le loro caratteristiche di ottimalità. Essi fanno esplicito riferimento al modello (1), distinguendo i due casi di $\gamma=0$ (solo *drift*), oppure $\gamma>0$ (presenza di trend). Inoltre, il test ADF considera una generalizzazione della componente autoregressiva, che prevede una struttura più complessa, caratterizzata da un numero di ritardi (*lag*) più elevato.

i) DF (e modello con sola costante δ)

$$H_0 : \alpha = 1 \quad e \quad \delta = 0.$$

Sotto l'ipotesi nulla H_0 la seguente statistica test ha una distribuzione che è stata tabulata da Dickey e Fuller

$$F = \frac{(Sqr_0 - Sqr_1)/2}{Sqr_1/T},$$

dove $Sqr_0 = \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2 - \left[\sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1}) \right]^2$ è la somma dei quadrati dei residui sotto l'ipotesi nulla, mentre Sqr_1 è la somma dei quadrati dei residui del modello non vincolato a $\delta=0$.

ii) DF (e modello con costante δ e trend γ)

$$H_0 : \alpha = 1 \quad e \quad \gamma = 0.$$

Anche in questo caso la statistica F non ha una distribuzione nota, ma con errori ε_t incorrelati è indipendente dai parametri di disturbo ed è stata tabulata da Dickey e Fuller. La seguente tabella riporta i risultati dei test eseguiti sia sulle serie storiche originarie (con costante e/o trend) che sulle corrispondenti differenze prime.

Tabella 1 - Test DF: valori della statistica test per la serie considerate.

α <i>Variabile</i>	<i>Livello</i>		<i>Differenze Prime</i>	
	<i>Costante</i>	<i>Trend</i>	<i>Costante</i>	<i>Trend</i>
<i>Costruzioni</i> _{$t-1$}	-0,486705	0,927763	-5,347287	-5,593844
<i>M3</i> _{$t-1$}	2,956467	-1,693236	-6,017415	-6,649569
<i>NFR</i> _{$t-1$}	2,363194	-1,129939	-3,126956	-3,431609
<i>MR</i> _{$t-1$}	2,363316	-1,074821	-3,140217	-3,379423
<i>TP</i> _{$t-1$}	-0,973426	-0,697313	-1,613819	-2,142325
<i>TS</i> _{$t-1$}	-1,230531	-1,297897	-2,592821	-3,724520
$\ln(TP_{t-1})$	-0,932268	-0,459582	-1,727992	-2,160756
$\ln(TS_{t-1})$	-1,146355	-1,122679	-2,921596	-3,817786

I valori critici della statistica DF ad un livello di significatività dell'1% e 5% sono rispettivamente: -3.77 e -3.19 per il modello con trend e -2.62 e -1.95 per il modello con la sola intercetta

Per le variabili tasso medio sui prestiti (*TP*) e tasso di sconto (*TS*) si è applicato il test anche alla serie dei logaritmi.

Per la serie storica degli investimenti lordi nelle costruzioni, il test non permette, nel caso in cui il trend sia costante o abbia un comportamento lineare, di rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di una radice unitaria (il valore della statistica è maggiore del valore critico). Pertanto la serie risulta essere in entrambi i casi non stazionaria.

Lo stesso test applicato alle differenze prime della serie delle costruzioni suggerisce invece di rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria per un livello di significatività dell'1% (valori della funzione test in grassetto). Di conseguenza si può accettare l'ipotesi che le differenze prime siano stazionarie e quindi che la serie storica delle costruzioni sia un processo AR(1) con trend evolutivo sistematico lineare.

Analoghe conclusioni si possono trarre per le altre serie storiche (*M3*, *NFR*, *MR* e *TS*) che risultano stazionarie nelle differenze prime.

La serie storica *TP* risulta invece, secondo il test DF, non stazionaria ad un livello di significatività del 5%; non stazionaria risulta anche la serie del logaritmo di *TP*, la serie storica delle differenze prime e il logaritmo delle differenze prime, sia ipotizzando un trend deterministico costante che lineare. Per tali ragioni si è preferito procedere con il test ADF. Tale test viene utilizzato qualora si ipotizzi la presenza di una componente autoregressiva più complessa, che considera *lag* maggiori di 1 periodo.

Si considera il seguente modello con trend deterministico lineare e con p ritardi

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Se si suppone di voler verificare l'ipotesi di presenza di una radice unitaria nella cosiddetta equazione caratteristica legata alla componente autoregressiva (e quindi di non stazionarietà) la statistica test risulta

$$ADF = \frac{T(\hat{\alpha} - 1)}{1 - \sum_{j=1}^{p-1} \hat{\beta}_j},$$

dove $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}_j$ sono le stime dei corrispondenti parametri del modello (4), la cui distribuzione asintotica coincide con quella del corrispondente test DF. Analoghi ragionamenti valgono per il caso in cui il modello (4) sia caratterizzato da un trend solo costante.

La Tabella 2 riporta i risultati del test ADF ottenuti sulle serie storiche per un ritardo p di *lag* 2 e sulle loro corrispondenti differenze prime, utilizzando il modello con trend deterministico lineare e con trend deterministico costante.

Il test suggerisce di rifiutare l'ipotesi di non stazionarietà per le differenze prime di tutte le serie storiche, anche per quella del tasso *TP* e del suo logaritmo, considerando un trend costante.

Tabella 2 - Valori della statistica test per ADF test (*lag 2*)

α	<i>Livello</i>		<i>Differenze Prime</i>	
	<i>Variabile</i>	<i>Costante</i>	<i>Trend</i>	<i>Costante</i>
$Costruzioni_{t-1}$	-0,468620	-2,068016	-4,946039	-4,776827
$M3_{t-1}$	1,581478	-2,460111	-3,985287	-4,453370
NFR_{t-1}	-0,401113	-1,851456	-3,502637	-3,442535
MR_{t-1}	-0,433395	-1,818572	-3,419903	-3,359019
TP_{t-1}	-2,237559	-2,629007	-4,329564	-3,831703
TS_{t-1}	-1,888977	-1,797381	-3,384762	-3,187779
$\ln(TP_{t-1})$	-2,191388	-2,473933	-3,593147	-3,182340
$\ln(TS_{t-1})$	-1,836125	-1,726595	-3,080765	-2,923701

I valori critici della statistica ADF ad un livello di significatività dell'5% sono: -3.53 per il modello con trend e -2.94 per il modello con la sola intercetta.

3. Il test di causalità di Granger.

Dopo aver studiato la non-stazionarietà delle serie e aver individuato come stazionarie quelle delle differenze prime, si analizza, mediante un modello autoregressivo vettoriale (VAR) il legame esistente tra le stesse.

Tale modello permetterà di descrivere la dinamica delle serie storiche, studiando i legami lineari esistenti fra le serie con l'analisi di cross-correlation. Si utilizzerà il concetto di causazione proposto da Granger (1969), che consente di valutare anche l'eventuale direzione di causalità esistente.

Si consideri un modello autoregressivo vettoriale

$$\mathbf{y}_t = c + \phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

con \mathbf{y}_t un vettore di dimensione 6 riguardante le variabili precedentemente considerate in funzione del tempo t , dove ogni variabile è regressa sulle osservazioni passate di tutte le variabili considerate, fino ad un ritardo di lag p ; $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ è un vettore di dimensione 6 mentre ϕ_1, \dots, ϕ_p sono matrici 6×6 .

Con riferimento a tale modello, applicato alle variabili stazionarie identificate precedentemente, il test di Granger valuta se alcune variabili sono utili per la previsione delle altre; ad esempio, per vedere se y_1 è utile per prevedere y_2 , ossia se y_1 causa nel senso di Granger y_2 . Si può affermare infatti che y_1 non causa in senso di Granger y_2 , a lag p ($p=1,2,\dots$), se per ogni $s > 0$ l'errore quadratico medio commesso nel calcolare la previsione di y_{2t+s} basata su $(y_{1t}, y_{1t-1}, \dots)$ è lo stesso di quello derivante dalla previsione che utilizza $(y_{1t}, y_{1t-1}, \dots)$ e $(y_{2t}, y_{2t-1}, \dots)$. Nel modello VAR questo si traduce nella presenza di valori nulli per i parametri relativi ai ritardi della variabile y_1 fino all'istante $t-p$. Riportandoci ad un più semplice caso bivariato, y_1 non causa in senso di Granger y_2 , fino a lag $(p-1)$, e causa y_2 a lag p , mentre y_2 non causa y_1 fino a lag p ,

se le matrici dei coefficienti ϕ_j sono nulle o al più diagonali fino al lag $j=(p-1)$ e quella per $j=p$ è triangolare inferiore, ovvero:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & 0 \\ 0 & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & 0 \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Il test viene utilizzato sulle serie storiche per le quali si è verificata precedentemente la presenza di stazionarietà. La tabella seguente mostra il risultato della statistica test e del *p-value* calcolati sotto l'ipotesi nulla di non causalità in senso di Granger fra le serie considerate a coppie. Il test prevede la specificazione del numero di ritardi p da considerare per la variabile indipendente. Dal momento che la scelta è arbitraria si è proceduto a valutare la direzione di dipendenza fra le variabili a diversi livelli di ritardo. Nella tabella sono mostrati i risultati ottenuti per alcuni ritardi (da lag 1 che corrisponde ad un ritardo di un trimestre, a lag 5 che corrisponde ad un ritardo di 15 mesi).

Tabella 3 - Test di Granger: valori della statistica test.

	<i>Statistica F - (p-value)</i>				
<i>Ipotesi nulla</i>	<i>Lag 1</i>	<i>Lag 2</i>	<i>Lag 3</i>	<i>Lag 4</i>	<i>Lag 5</i>
$\Delta M3$ non causa $\Delta Costruzioni$	1,87709 (0,1792)	1.02930 (0,3684)	1.92612 (0,1466)	1.74964 (0,1683)	1.13679 (0,3682)
$\Delta Costruzioni$ non causa $\Delta M3$	0,00441 (0,9474)	2.19673 (0,1272)	1.08644 (0,3699)	0.73963 (0,5732)	0.62124 (0,6849)
ΔMR non causa $\Delta Costruzioni$	11,9387 (0,0014)	10,0381 (0,0003)			
$\Delta Costruzioni$ non causa ΔMR	2,25738 (0,1417)	2,32201 (0,1139)			
ΔNFR non causa $\Delta Costruzioni$	14,0809 (0,0006)	10,4964 (0,0003)			
$\Delta Costruzioni$ non causa ΔNFR	1.48515 (0,2309)	1.41935 (0,2563)			
ΔTP non causa $\Delta Costruzioni$	0.07417 (0,7869)	1.90941 (0,1642)	2.15353 (0,1143)	1.78769 (0,1604)	1.46549 (0,2378)
$\Delta Costruzioni$ non causa ΔTP	0.05086 (0,8229)	0.43604 (0,6503)	0.97305 (0,4184)	0.82146 (0,5229)	0.61656 (0,6883)
ΔTS non causa $\Delta Costruzioni$	1.01281 (0,3209)	0.78709 (0,4635)	1.02443 (0,3957)	0.81443 (0,5271)	0.56310 (0,7272)
$\Delta Costruzioni$ non causa ΔTS	0.03677 (0,8490)	1.27358 (0,2932)	1.16214 (0,3405)	1.34878 (0,2777)	0.60178 (0,6990)

Il test permette di affermare che esiste relazione di causalità fra la serie storica degli investimenti nelle costruzioni (differenze prime) e le serie storiche delle differenze prime di *MR* e *NFR* (ad un livello di significatività dell'1% e a lag 1 e 2). Questo non avviene per le altre variabili esaminate (per tutti i lag considerati).

La serie storica delle variazioni degli investimenti lordi in costruzione non consente invece di prevedere (non causano in senso di Granger) le variazioni di tutte le variabili considerate (allo stesso livello di significatività e a qualsiasi lag).

Per migliorare la leggibilità della Tabella 3, sono stati esposti i risultati relativi alle variabili *MR* e *NFR* solo fino a *lag* 2, in quanto per ritardi superiori l'analisi è risultata meno significativa.

I risultati ottenuti sono confermati anche dal test di cointegrazione (concetto assimilabile alla dipendenza) di Johansen (Johansen, 1991). Il test stabilisce il non rifiuto dell'ipotesi nulla di cointegrazione fra le coppie di serie storiche originarie (non-stazionarie) *Costruzioni* e *MR*, e *Costruzioni* e *NFR*, mentre consente di rifiutare l'ipotesi di esistenza di cointegrazione tra la serie degli investimenti con la serie *M3* e quelle dei tassi *TP* e *TS*.

Tabella 4 - Test di cointegrazione di Johansen

<i>Variabili</i>	<i>Ipotesi nulla</i>	<i>Statistica test</i>	<i>p-value</i>
<i>Costruzioni</i> e <i>M3</i>	NO Cointegrazione	7.388480	0.5329
<i>Costruzioni</i> e <i>NFR</i>	NO Cointegrazione	25.88782	0.0010
<i>Costruzioni</i> e <i>MR</i>	NO Cointegrazione	37.89553	0.0000
<i>Costruzioni</i> e <i>TP</i>	NO Cointegrazione	12,23950	0,1458
<i>Costruzioni</i> e <i>TS</i>	NO Cointegrazione	12,25500	0,1451

Si noti comunque dalla Tabella 3 che fra le serie non risultate significative nel prevedere gli investimenti in costruzioni quella che ha ottenuto valore di *p-value* più basso è $\Delta M3$ a *lag* 3 (*p-value* minore di 0,15).

Sulla base dei risultati fin qui ottenuti, circa la direzione di causalità tra le serie, si è deciso allora di modellare il legame lineare esistente tra la differenza prima degli investimenti lordi sulle costruzioni e le variabili ΔMR e ΔNFR poste a un ritardo di due trimestri³ e $\Delta M3$ ad un ritardo di tre trimestri. Le stime dei parametri del modello sono riportate in Tabella 5.

Tabella 5 - Modello di regressione completo

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>
Intercetta	133,9235
ΔMR_{t-2}	0,005767
ΔNFR_{t-2}	0,001269
$\Delta M3_{t-3}$	0,001302

I parametri del modello completo risultano positivi; questo comporta che le variazioni del livello di massa monetaria *M3*, dell'ammontare dei mutui erogati *MR* e dei prestiti a società non finanziarie *NFR* influiscono positivamente sulle variazioni (in milioni di euro) degli investimenti in costruzioni; in particolare, dopo tre trimestri per la variabile $\Delta M3$ e dopo due trimestri per le restanti variabili ΔMR e ΔNFR . Il modello considerato, tuttavia, non spiega in maniera ottimale le variazioni della variabile dipendente, principalmente a causa della presenza di collinearità tra le variabili ΔMR e ΔNFR . Il successivo utilizzo di

³ Si è deciso di considerare un ritardo pari a due trimestri poiché è per questo valore del *lag* che nel test di Granger si è ottenuto il *p-value* più basso.

una procedura di regressione *stepwise*, ha permesso di individuare che la variabile ΔMR risulta quella più significativa. Il modello corrispondente è indicato nella successiva Tabella 6.

Tabella 6 - Modello finale di regressione

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>
Intercetta	0
ΔMR_{t-2}	0.0148

In conclusione, la possibilità di accedere più facilmente al credito, rappresentata dalla variabile ΔMR (variazioni dell'ammontare dei mutui erogati) influisce positivamente sulle variazioni degli investimenti in costruzioni, e tale influenza ha un effetto già nel breve periodo, come indicato nella seguente relazione:

$$\Delta Costruzioni_t = 0.0148 \Delta MR_{t-2}. \quad (6)$$

Riferimenti bibliografici

Ashley R., Granger C.W.J., Schmalensee R. (1980) Advertising and aggregate consumption: an analysis of causality, *Econometrica*, 48 (5), 1149-1167.

Deldossi L., Paroli R. (1997) I test per le radici unitarie nei modelli autoregressivi a media mobile, Parte I, Istituto di Statistica Università Cattolica del Sacro Cuore Milano, *Serie E.P n. 85*, pp. 34.

Granger C.W.J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37, 242-438.

Granger C.W.J., Newbold P. (1976) Forecasting Transformed Series, *Journal of the Royal Statistical Society: Serie B (Methodological)*, 38 (2), 198-203.

Hamilton J.D. (1995) *Econometria delle serie storiche*, Monduzzi Editore, Bologna.

Johansen S. (1991) Cointegration and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.

Tse R.Y.C, Ganesan S. (1996) Causal relationship between construction flows and GDP: evidence from Hong Kong, *Construction Management and Economics*, 15, 37-376.

Tse R.Y.C., Raftery J. (1999) The effects of money supply on construction flows, *Construction Management and Economics*, 19, 9-17.

Causal relationship between PIL and construction flows: evidence from Italy

Giuseppe Boari Marta Nai Ruscone Silvia Osmetti

Dipartimento di Scienze statistiche, Università Cattolica del S.Cuore di Milano
giuseppe.boari@unicatt.it, marta.nairuscone@unicatt.it, silvia.osmetti@unicatt.it

Introduzione

Il presente lavoro si propone l'obiettivo di analizzare congiuntamente le variazioni del flusso di costruzioni e della dinamica congiunturale in Italia; avvalendosi di opportune metodologie statistiche, lo scopo è quello di valutare gli effetti che l'andamento del settore delle costruzioni produce sul sistema economico e valutare se esso condiziona la dinamica del prodotto interno lordo.

L'indagine è stata condotta utilizzando il test di causalità di Granger, generalmente applicato per investigare la relazione fra due serie storiche. In questo contesto, viene impiegato per valutare la relazione di causalità fra la serie del prodotto interno lordo e il flusso di costruzioni. L'analisi consente di verificare l'esistenza di correlazione fra le due serie, di mettere in evidenza la direzione di causalità e misurare l'eventuale sfasamento temporale fra ciclo del *PIL* e ciclo delle costruzioni. I risultati ottenuti permetteranno così di rispondere anche alle seguenti domande:

- il settore delle costruzioni è prociclico, anticiclico o aciclico rispetto al *PIL*?
- il settore delle costruzioni è anticipatore, posticipatore o coincidente rispetto al *PIL*?

1. Le serie storiche e la stazionarietà

Si considerano le serie storiche dei dati trimestrali destagionalizzati¹ del prodotto interno lordo a prezzi correnti e degli investimenti lordi per la costruzione di abitazioni, rilevati dal 1981 al 2008, in milioni di euro. Le serie sono rappresentate in Figura 1 e 2.

¹ Fonte: Istat

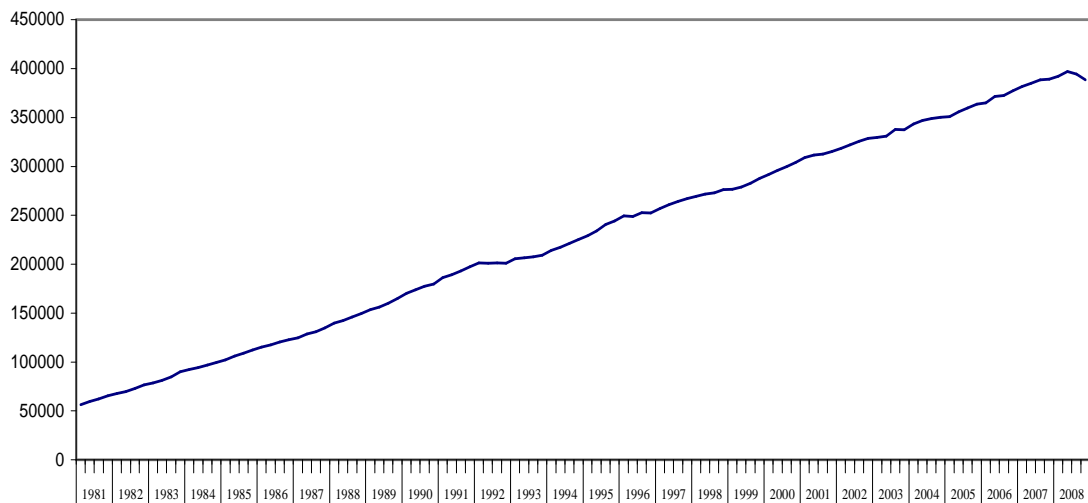


Figura 1 - Dati trimestrali *PIL* (Fonte ISTAT – milioni di euro)

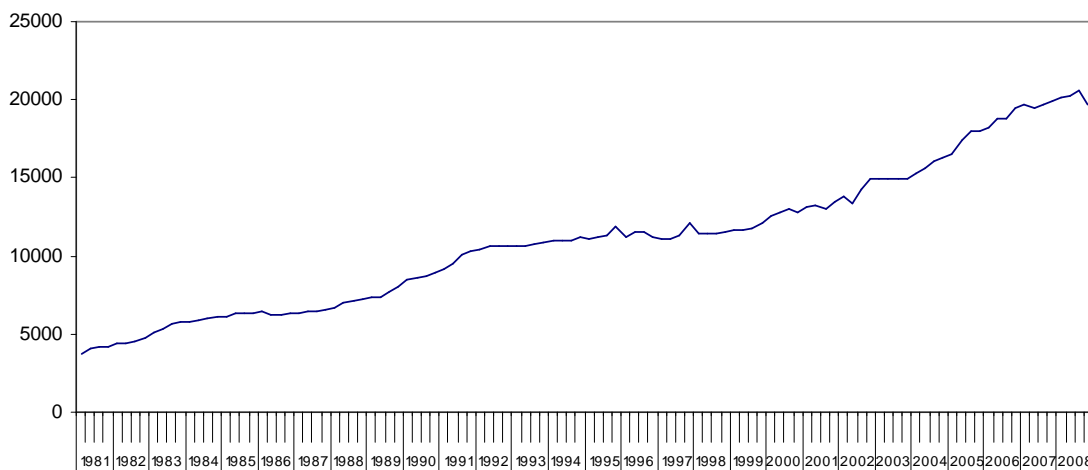


Figura 2 - Dati trimestrali degli investimenti in costruzioni (Fonte ISTAT – milioni di euro)

Il test di causalità di Granger, che verrà utilizzato nel seguito, richiede che le serie storiche da analizzare siano stazionarie. A tale proposito si ricorda che una serie y_t per $t=1,2,\dots,T$ si dice debolmente stazionaria (stazionaria in covarianza) se è generata da un processo stocastico $\{Y_t\}$ per il quale $M(Y_t)=costante$, per $t=0,\pm 1,\pm 2,\dots$, e $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = \gamma(h)$ per $h=0,1,2,\dots$. In tal caso la serie presenta oscillazioni aleatorie attorno ad un trend non evolutivo. Dai grafici di Figura 1 e 2 si nota che le serie storiche in esame presentano un trend evolutivo, risultando così non stazionarie.

Al fine di formalizzare la nozione di stazionarietà, e descrivere quindi i test utilizzati per verificarne la presenza, si consideri il seguente modello generale che descrive la dinamica delle osservazioni y_t :

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

dove la costante δ è denominata *drift*; γt rappresenta la componente sistematica, che descrive un andamento evolutivo (di fondo o “trend”, qui espresso attraverso una funzione lineare) con saggio di crescita determinato dal valore della costante (solitamente non negativa) γ ; la componente αy_{t-1} , detta autoregressiva, rappresenta il legame cosiddetto di autocorrelazione seriale tra le osservazioni y_t e quelle precedenti y_{t-1} mentre ε_t è la componente di errore accidentale.

Con riferimento al modello (1), se $\gamma=0$ e $|\alpha|<1$ allora la serie y_t risulta stazionaria (almeno in senso debole). Se invece $\gamma>0$ e/o $\alpha=1$ allora la serie presenta non-stazionarietà, di natura sistematica, se $\gamma>0$, e anche aleatoria, se $\alpha=1$.

Uno strumento generalmente indicato per rendere stazionaria una serie storica, per la quale si è verificata l’esistenza di non-stazionarietà, consiste nella trasformazione della stessa nelle corrispondenti differenze prime

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}.$$

Si considerino, a tale proposito, i due casi di non stazionarietà sopra descritti.

Se $\gamma>0$ e $|\alpha|<1$, allora applicando alla (1) le differenze Δ si ottiene

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = \gamma + \alpha \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t^*, \quad (2)$$

che risulta un modello stazionario nelle differenze prime.

Se $\gamma=0$ e $\alpha=1$, il modello diventa

$$y_t = \delta + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Delta y_t = \delta + \varepsilon_t, \quad (3)$$

che risulta quindi ancora un modello stazionario nelle differenze prime.

Se infine risultasse sia $\gamma>0$ che $\alpha=1$, si dovrebbe intervenire con le differenze seconde (ovvero le differenze delle Δy_t). In tal caso infatti la (2) sarebbe del tipo

$$\Delta y_t = \gamma + \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t^*$$

ancora non stazionaria.

2. I test di non-stazionarietà sulla presenza di radici unitarie

Come osservato nel precedente paragrafo, la non-stazionarietà di tipo sistematico ($\gamma>0$), può in genere essere diagnosticata attraverso una semplice analisi grafica.

Per verificare invece anche l’eventuale presenza di non-stazionarietà aleatoria ($\alpha=1$) è possibile utilizzare il test per radici unitarie di Dickey-Fuller (DF), oppure il test cosiddetto Augmented Dickey-Fuller (ADF): essi sono tra i test più noti in letteratura, sia per la loro semplicità di impiego, che per le loro caratteristiche di ottimalità.

I due test fanno esplicito riferimento al modello (1), distinguendo i due casi di $\gamma=0$ (solo *drift*), oppure $\gamma>0$ (presenza di trend). Inoltre, il test ADF considera una generalizzazione della componente autoregressiva, che prevede una struttura più complessa, caratterizzata da un numero di ritardi (*lag*) più elevato.

i) DF (e modello con sola costante δ)

$$H_0 : \alpha = 1 \quad e \quad \delta = 0.$$

Sotto l'ipotesi nulla H_0 la seguente statistica test ha una distribuzione che è stata tabulata da Dickey e Fuller

$$F = \frac{(Sqr_0 - Sqr_1)/2}{Sqr_1/T},$$

dove $Sqr_0 = \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2 - \left[\sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1}) \right]^2$ è la somma dei quadrati dei residui sotto l'ipotesi nulla, mentre Sqr_1 è la somma dei quadrati dei residui del modello non vincolato a $\delta = 0$.

ii) DF (e modello con costante δ e trend γ)

$$H_0 : \alpha = 1 \quad e \quad \gamma = 0.$$

Anche in questo caso la statistica F non ha una distribuzione nota, ma con errori ε_t incorrelati è indipendente dai parametri di disturbo ed è stata tabulata da Dickey e Fuller.

La seguente tabella riporta i risultati dei test eseguiti sia sulle due serie storiche originarie (con costante e/o trend) che sulle corrispondenti differenze prime.

Tabella 1 - DF test: valori della statistica test.

α <i>Variabile</i>	<i>Livello</i>		<i>Differenze Prime</i>	
	<i>Costante (δ)</i>	<i>Trend (γ)</i>	<i>Costante (δ)</i>	<i>Trend (γ)</i>
<i>PIL</i> _{t-1}	7.405106	-2.016153	-8.108386	-7.164307
<i>Costruzioni</i> _{t-1}	4.086108	-1.292622	-9.943745	-8.488606

I valori critici della statistica DF ad un livello di significatività dell'1% sono -3.58 per il modello con trend e -2.58 per il modello con la sola intercetta.

Per la serie storica del *PIL* e per quella degli investimenti lordi nelle costruzioni, il test non permette, nel caso in cui il trend sia una costante o abbia comportamento lineare, di rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di una radice unitaria (il valore della statistica è maggiore del valore critico). Pertanto la serie risulta essere in entrambi i casi non stazionaria.

Lo stesso test applicato alle differenze prime delle due serie consente invece di rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di radici unitarie per un livello di significatività dell'1% (valori della funzione test in grassetto). Di conseguenza si può accettare l'ipotesi che le differenze prime siano stazionarie e quindi che la serie storica delle costruzioni sia un processo AR(1) con trend sistematico lineare.

Qualora si ipotizzi la presenza di una componente autoregressiva più complessa, che considera *lag* maggiori di 1 periodo, si può far riferimento al test ADF. Il modello con trend deterministico lineare e con p ritardi potrebbe presentarsi come:

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Se si suppone di voler verificare l'ipotesi di presenza di una radice unitaria nella cosiddetta equazione caratteristica legata alla componente autoregressiva (e quindi di non stazionarietà) la statistica test risulta

$$ADF = \frac{T(\hat{\alpha} - 1)}{1 - \sum_{j=1}^{p-1} \hat{\beta}_j},$$

dove $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}_j$ sono le stime dei corrispondenti parametri del modello (4), la cui distribuzione asintotica coincide con quella del corrispondente test DF.

Analoghi ragionamenti valgono per il caso in cui il modello (4) sia caratterizzato da un trend solo costante.

La seguente tabella riporta i risultati del test ADF ottenuti sulle due serie storiche con un ritardo di *lag* 2 e sulle loro corrispondenti differenze prime, utilizzando il modello con trend deterministico lineare e con trend deterministico costante.

Il test consente di rifiutare l'ipotesi di non stazionarietà per le differenze prime delle due serie storiche, sia considerando un trend costante che lineare.

Tabella 2 - ADF test: valori della statistica test per *lag* 2.

α <i>Variabile</i>	<i>Livello</i>		<i>Differenze Prime</i>	
	<i>Costante (δ)</i>	<i>Trend (γ)</i>	<i>Costante (δ)</i>	<i>Trend (γ)</i>
PIL_{t-1}	-1.087332	-1.975394	-4.643594	-4.648926
$Costruzioni_{t-1}$	0.746407	-1.171090	-7.219251	-7.286227

I valori critici della statistica ADF ad un livello di significatività dell'1% sono -4.04 per il modello con trend e -3.49 per il modello con la sola intercetta.

3. Il test di causalità di Granger

Dopo aver studiato la non-stazionarietà delle due serie e aver individuato come stazionarie le serie delle differenze prime, si analizza, mediante un modello autoregressivo vettoriale (VAR) il legame esistente tra le due serie storiche.

Tale modello permetterà di descrivere la dinamica delle serie storiche del *PIL* e del flusso delle costruzioni, analizzando anche i legami lineari esistenti fra le due serie (analisi di cross-correlation). Si utilizzerà il concetto di causazione proposto da Granger (1969), che consente di valutare anche l'eventuale direzione di causalità tra le due serie.

IL MODELLO VETTORIALE AUTOREGRESSIVO

Si indichi con $\mathbf{y}_t = [y_{1t} \ y_{2t}]'$ il vettore di dimensione 2 riguardante le due variabili precedentemente considerate (*PIL* e *Costruzioni*) in funzione del tempo t . Un processo autoregressivo vettoriale

$$\mathbf{y}_t = c + \phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

è un sistema nel quale ogni variabile è regresa sulle osservazioni passate di entrambe le variabili considerate, con ritardo fino al *lag* p ; $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ è un vettore di dimensione 6 mentre ϕ_1, \dots, ϕ_p sono matrici 6×6 .

Indicando con y_{1t} il valore assunto dalla variabile relativa al *PIL* e con y_{2t} quello relativo al settore delle costruzioni, il modello risulta, in forma non matriciale,

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 \\ \boldsymbol{\varepsilon}_2 \end{bmatrix}.$$

IL TEST DI GRANGER

Con riferimento ad un modello VAR, il test di Granger individua se alcune variabili sono utili per la previsione di una o più delle altre variabili e/o viceversa. Nel presente caso, ad esempio, il test viene usato per vedere se y_1 è utile per prevedere y_2 , ossia se y_1 causa nel senso di Granger y_2 , oppure se y_2 causa y_1 .

Si può affermare infatti che y_1 non causa in senso di Granger y_2 , a *lag* p ($p=1,2,\dots$), se per ogni $s > 0$ l'errore quadratico medio commesso nel calcolare la previsione di y_{2t+s} basata su $(y_{1t}, y_{1t-1}, \dots)$ è lo stesso di quello derivante dalla previsione che utilizza $(y_{1t}, y_{1t-1}, \dots)$ e $(y_{2t}, y_{2t-1}, \dots)$. Nel modello VAR questo si traduce nella presenza di valori nulli per i parametri relativi ai ritardi della variabile y_1 fino all'istante $t-p$. Riportandoci ad un più semplice caso bivariato, y_1 non causa in senso di Granger y_2 , fino a *lag* $(p-1)$, e causa y_2 a *lag* p , mentre y_2 non causa y_1 fino a *lag* p , se le matrici dei coefficienti ϕ_j sono nulle o al più diagonali fino al *lag* $j=(p-1)$ e quella per $j=p$ è triangolare inferiore, ovvero:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & 0 \\ 0 & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & 0 \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 \\ \boldsymbol{\varepsilon}_2 \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Il test viene utilizzato sulle serie storiche per le quali si è verificata precedentemente la stazionarietà. Si indichi con y_2 la serie delle differenze prime del *PIL* e con y_1 quella delle differenze prime relative agli investimenti in costruzioni. Se si verifica la validità della (5) allora si dice che il *PIL* non causa in senso di Granger la dinamica del flusso di costruzioni (la previsione di y_2 dipende solo dai valori ritardati di y_2), ma che la relazione è inversa, ovvero $\Delta \text{Costruzioni} \Rightarrow \Delta \text{PIL}$.

La tabella seguente mostra il risultato della statistica test e del *p-value* calcolati sotto l'ipotesi nulla di non causalità in senso di Granger fra le due variabili (ossia sotto l'ipotesi che i coefficienti ϕ_{12}^j e ϕ_{21}^j per $j=1,2,\dots,p-1$ possano essere intesi pari a zero). Il test prevede infatti la specificazione del numero di ritardi p da considerare per la variabile indipendente. Dal momento che la scelta è arbitraria si è proceduto a valutare la direzione di dipendenza fra le variabili a diversi livelli di ritardo.

La tabella presenta i risultati relativi al *lag* 6 (a partire dal quale si sono ottenuti valori significativi).

Tabella 3 - Test di Granger (non significativi a *lag* <6).

<i>Ipotesi nulla</i>	<i>Statistica F</i>	
	<i>Lag 6</i>	<i>p-value</i>
ΔPIL non causa $\Delta Costruzioni$	1.40110	(0.2249)
$\Delta Costruzioni$ non causa ΔPIL	2.52517	(0.0276)

Il test consente di individuare chiaramente la direzione di causalità fra le due serie: come si evince dalla Tabella 3 l'ipotesi nulla di non causalità della serie delle costruzioni su quella del prodotto interno lordo deve essere rifiutata, considerando già modelli che prevedono un ritardo di 6 trimestri, mentre l'ipotesi che non vi sia causalità della serie del *PIL* su quella delle *Costruzioni* deve essere accettata. Possiamo quindi affermare che le variazioni sul livello degli investimenti lordi in costruzioni abitative influenzano le variazioni del prodotto interno lordo, con un effetto ritardato nel tempo (di circa 6 trimestri).

4. Conclusioni

Sulla base dei risultati fin qui ottenuti, circa la direzione di causalità tra le due serie, si è deciso di modellare il legame esistente tra la differenza prima del prodotto interno lordo e quella degli investimenti lordi nelle costruzioni, riferite a un ritardo di sei trimestri, con un modello di regressione lineare. La stima dei parametri del modello e il test sui coefficienti sono riportati in Tabella 4.

Tabella 4 - Modello di regressione

<i>Variabile</i>	<i>Coeff</i>	<i>t-statistic</i>	<i>p-value</i>
Costante	2718.927	12.02664	0.0000
$\Delta Costruzioni_{t-6}$	1.699558	2.135750	0.0351

I parametri del modello risultano significativamente diversi da zero e il valore del parametro relativo alla variabile investimenti per le costruzioni (la pendenza del modello) risulta positivo. Questo mette in evidenza la correlazione positiva fra il *PIL* e gli investimenti in costruzioni e mostra come il settore delle costruzioni possa considerarsi prociclico rispetto al *PIL*, anche tenendo conto che lo sfasamento temporale fra le due serie può ritenersi trascurabile rispetto alla tipica lunghezza pluriennale del ciclo economico. Inoltre, l'effetto degli investimenti in costruzioni, che è stato comprovato

dalle analisi effettuate, risulta di medio periodo (circa 1 anno e mezzo). In definitiva, le variazioni degli investimenti in costruzioni hanno effetto anticipatore sulle variazioni del prodotto interno lordo.

Si ricordi, a tale proposito, che il test di Granger aveva indicato l'esistenza di una relazione tra le due serie a partire da un ritardo temporale di 6 periodi trimestrali. Tale relazione può essere descritta dal seguente modello lineare

$$\Delta PIL_t = 2719 + 1.7 \Delta Costruzioni_{t-6} \quad (6)$$

da cui si evince che il *PIL*, oltre ad un saggio di variazione "naturale" di 2719 milioni di euro ogni trimestre, riceve una spinta proporzionale alle variazioni degli investimenti lordi nelle costruzioni, espressi in milioni di euro, che hanno avuto luogo 6 trimestri prima, secondo un coefficiente pari a 1.7.

Riferimenti bibliografici

Ashley R., Granger C.W.J., Schmalensee R. (1980) Advertising and aggregate consumption: an analysis of causality, *Econometrica*, 48 (5), 1149-1167.

Deldossi L., Paroli R. (1997) I test per le radici unitarie nei modelli autoregressivi a media mobile, Parte I, Istituto di Statistica Università Cattolica del Sacro Cuore Milano, *Serie E.P n. 85*, pp. 34.

Granger C.W.J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37, 242-438.

Granger C.W.J., Newbold P. (1976) Forecasting Transformed Series, *Journal of the Royal Statistical Society: Serie B (Methodological)*, 38 (2), 198-203.

Hamilton J.D. (1995) *Econometria delle serie storiche*, Monduzzi Editore, Bologna.

Tse R.Y.C, Ganesan S. (1996) Causal relationship between construction flows and GDP: evidence from Hong Kong, *Construction Management and Economics*, 15, 37-376.

CONVEGNO ASPESI
DINAMICA DEL SETTORE IMMOBILIARE-COSTRUTTIVO E RIPRESA DEL PIL:
IL CASO ITALIANO

Sintesi intervento conclusivo del Presidente ASPESI

Avv. Federico Filippo Oriana

Gentili Ospiti, cari Amici,

mi corre l'obbligo - prima di svolgere le considerazioni conclusive di questo importante evento - di elevare come - tra virgolette - padrone di casa una serie di ringraziamenti molto sentiti. In primo luogo ai partecipanti alla Tavola Rotonda e alla sua conduttrice Dr.sa Evelina Marchesini del Sole 24 Ore per l'impegno e il livello del dibattito, alla Zurich Group che ha sponsorizzato l'evento e che propone (anche qui in Fiera) ai Soci Aspesi e a tutti i promotori-costruttori un importante servizio per le polizze "construction" (fideiussioni, Car, postume decennali), a tutti i partecipanti. Ma un ringraziamento speciale deve essere tributato alle due equipe di studiosi che hanno predisposto la ricerca presentata oggi: quella del Prof. Carlo Ricciardi, Ordinario di Economia Politica alla Università IULM, e quella del Prof. Giuseppe Boari, Ordinario di Statistica alla Università Cattolica. I due gruppi di ricerca hanno lavorato con massima determinazione ed efficacia - e in pochissimo tempo - a sviluppare un assunto che si era sempre dato per scontato ma sul quale mancavano sino ad oggi evidenze scientifiche. Ci sono riusciti brillantemente e io li ringrazio, così come ringrazio con altrettanta riconoscenza il Dr. Luca Bartollino, della AB Research, Coordinatore del Centro Studi Immobiliari dell'Aspesi.

L'assunto scontato dicevo: quello secondo il quale l'edilizia è l'attività a maggior impatto sulla crescita economica e occupazionale di una nazione e, più in particolare, l'investimento edilizio-immobiliare costituisce la risposta più pronta ed efficace alla crisi di un'intera economia, l'intervento anticongiunturale prociclico e anticipatore *par excellence*.

Da quando sono presidente dell'Associazione delle società immobiliari, nelle conversazioni private con gli stakeholders di ogni genere - politici, giornalisti, docenti, sindacalisti - questo potenziale "magico" del nostro settore mi viene sempre riconosciuto con accenti che superano in calore espressivo e apoditticità di giudizio le mie stesse convinzioni. Ma il riconoscimento reale del ruolo è in realtà meno certo di quanto le parole farebbero pensare. Non mi riferisco solo al sussulto di tre anni fa, quando - sulla base di un pensiero appena abbozzato ma che aveva trovato una condivisione anche in ambienti economico-industriali - il governo allora in carica aveva concepito e attivato una politica di attacco frontale e dichiarato all'attività immobiliare-costruttiva, ritenendo che se gli investimenti immobiliari fossero stati bloccati, o

quantomeno scoraggiati, si sarebbero diretti verso l'industria, in particolare quella dell'alta tecnologia (!?). Emblematico fu il discorso in questo senso dell'allora Presidente del Senato Marini - un ex-sindacalista di grande valore sociale e politico, ma forse non un grande esperto di industria - ad una platea di giovani imprenditori. Quella triste stagione - inaugurata con il DL 223/06, cd. Visco-Bersani, e proseguita con una dozzina di ulteriori provvedimenti specificatamente punitivi - ha sicuramente creato danni gravissimi non solo al nostro mestiere (arrivato già prostrato e in crisi all'appuntamento con la gigantesca crisi mondiale), ma ciò che più conta all'economia italiana in generale e alla nostra credibilità internazionale.

Ma la tendenza alla contrapposizione tra investimento immobiliare e investimento industriale trascende per estensione ed importanza queste miserie italiane ed è rinvenibile anche nella cultura e letteratura internazionale. Si legge, ad esempio, nel Rapporto della Commissione di Esperti al Presidente dell'Assemblea delle Nazioni Unite sulla Riforma dei Sistemi Monetario e Finanziario - che sarà presentato a New York alla Sessione del 24-25 giugno prossimo - che: *“... l'erogazione di credito al settore delle costruzioni può determinare benefici sociali. Tuttavia, l'eccesso di finanziamenti determina bolle speculative e raccomandiamo, quindi, limiti ai prestiti ipotecari... La restrizione del credito al settore immobiliare può essere anche un buon strumento per incoraggiare il finanziamento di altri settori. Quindi queste restrizioni possono essere contemporaneamente un fattore di stabilità e di sviluppo.”*

E' bensì vero che, nello stesso ambito ONU, sono avanzati principi completamente diversi, anzi opposti. Il Convegno internazionale dell'UNECE - la Commissione delle Nazioni Unite per l'Europa - sul ripensamento del ruolo del settore immobiliare, svoltosi a Roma la scorsa settimana e nel quale sono stato incaricato di trarre le conclusioni della Sessione sulle *Good Practices*, ha avuto significativamente come tema di fondo quello del contributo che la nostra attività può dare alla ripresa mondiale. Il Principio 4 della *checklist* delle *policies* del Forum recita testualmente: *“Un'economia immobiliare ben sviluppata contribuisce alla conversione di risorse inutilizzate o sottoutilizzate in capitale produttivo con il risultato di ridurre la povertà”*. Una conclusione emersa chiaramente da questo Forum internazionale, senza precedenti in Italia di analoga importanza, è che nessun settore di attività economica a livello mondiale ha un potenziale di start-up e accelerazione della crescita dei Paesi poveri paragonabile a quello dell'immobiliare. E non è poco.

Tuttavia in questo triennio di mia Presidenza, trovandomi spesso - per l'ingrato compito di rappresentanza che mi è stato attribuito nel 2006 - a dover fronteggiare pregiudizi e prevenzioni nei confronti delle nostre attività da parte delle più svariate provenienze politiche e culturali, mi sono formato il convincimento che occorresse qualcosa di più delle intuizioni elementari per poter promuovere una nuova immagine del settore e ottenere così condizioni normative ragionevoli e idonee allo sviluppo del lavoro.

Molti – anche Associazioni con noi confederate nel F.I.R.E.-Forum Interassociativo Real Estate - ritengono che sia la *qualità* il valore dal quale partire in questo sforzo di riequilibrio della nostra situazione. Mi permetto di dubitare rispettosamente di questo assunto e non perché io non creda nell'assoluta necessità di promuovere la qualità tecnica e commerciale nel nostro operare, anzi; diversamente non avrei accettato di concludere la sessione del Forum ONU dedicata appunto alle *Good Practices*. Ma il problema è che promettere una innovazione qualitativa come preconditione per ricevere dalla Pubblica Amministrazione italiana regole più favorevoli in materia fiscale, urbanistica, finanziaria e contrattuale sarebbe forse possibile per conto di qualche centinaio di società immobiliari che rappresentiamo, ma come potrebbe essere fatto per le decine di migliaia di imprese che costruiscono edifici sul territorio nazionale? Neppure la grande e potentissima ANCE potrebbe. Ed è proprio la prospettiva ad essere errata, direi capovolta: o il Paese, l'economia e la società italiana hanno bisogno di nuovi edifici e unità immobiliari destinati alla residenza, al lavoro, alla cultura, alla ricettività turistica, al tempo libero e, quindi, di un corpo in buona salute di produttori di questi contenitori e allora devono porre regole idonee a consentire questa produzione a costi e tempi possibili, oppure non vi è coscienza di questa assoluta necessità e allora non vi è spazio né per la quantità né per la qualità. Tantomeno per la qualità, che ha un costo pesante, un costo che il mercato lasciato a sé non riconosce o riconosce solo in minima parte, e che può essere richiesta solo ad un sistema produttivo che funziona e cresce e non depresso come quello attuale.

La risposta non può, quindi, che essere quella di partire dall'economia reale, dal quadro macroeconomico dei fabbisogni e degli effetti economico-produttivi sotteso all'attività costruttiva in Italia. Il fabbisogno ha conosciuto e conosce studi importanti, ma sino ad oggi non era stato invece analizzato scientificamente il profilo dell'impatto delle costruzioni sul

PIL, sia in termini temporali che di effetti quantitativi. Per questo l'ASPESI ha commissionato al suo nuovo Centro Studi la ricerca che, condotta dai team del Prof. Boari e del Prof. Ricciardi, vi è stata presentata oggi. Ricerca che è giunta a conclusioni precise e, mi sia permesso dirlo, perfino eclatanti.

La prima parte ha analizzato la relazione tra l'investimento finanziario in costruzioni e l'incremento di queste ultime. Ebbene, in estrema sintesi, lo studio di questo profilo ha evidenziato come l'impatto della variabile finanziaria sia 1) diretto perché la serie storica analizzata ha evidenziato la correlazione positiva, 2) rapido perché nel breve volgere di 2 trimestri l'aumento della MR (massa dei mutui a medio e lungo termine erogati a famiglie e operatori) induce un automatico e consequenziale aumento del volume delle attività immobiliari-costruttive, 3) significativo perché quantificabile nella misura dell'1,5%.

La seconda parte ha considerato, in sequenza, l'effetto dell'aumentata attività costruttiva sulla crescita del PIL che anche su questo profilo è risultato 1) diretto perché l'analisi della serie storica considerata ha evidenziato la correlazione positiva, 2) rapido perché si evidenzia entro l'arco di 6 trimestri, un tempo ridotto se si considera che quelli immobiliari-costruttivi sono sempre progetti a medio-lungo termine, 3) molto rilevante essendo emerso che **per ogni 1000 milioni di euro investiti nel nostro settore si generano 1700 milioni di euro di PIL con un impatto aggiuntivo, quindi, di 700 milioni, pari al 70% dell'investimento.** E questo, appunto, entro 18 mesi, un anno e mezzo. Su quest'ultima conclusione il Prof. Ricciardi ha sottolineato un profilo per noi della massima importanza: gli studi finora esistenti avevano ipotizzato una capacità del settore immobiliare di amplificare altri settori dell'economia italiana nella misura del 21%. Lo studio del team della Università Cattolica di Milano individua, invece, la capacità delle costruzioni di attivare la produzione anche di altri settori nella complessiva misura del 70%! Non di solo mattone, quindi, si tratta ...

Inoltre, il secondo paper dei Professori Boari, Ruscone e Osmetti ci ha fornito altri elementi estremamente significativi:

- non esiste una correlazione inversa, e cioè non è il PIL a far salire le costruzioni ma sono queste ultime ad impattare sul primo, con ciò significando – secondo me - che la

Pubblica Amministrazione, le banche e noi operatori non dobbiamo attendere la ripresa del PIL per investire nel nostro lavoro;

- ciò determina quella che il Prof. Ricciardi definisce autonomia del nostro settore (in particolare del sottosettore residenziale), dato che evidenzia ancora di più l'importanza di premiare gli investimenti in costruzioni in quanto non necessitano di precondizioni al contorno per la loro effettiva attivazione;
- l'effetto *anticipatore* degli investimenti in costruzioni sulla ripresa del PIL che viene anticipata dai primi rispetto a quella che sarebbe la sua tempistica spontanea.

La sequenza corretta è dunque: dalla crescita di risorse finanziarie investite nelle attività immobiliari-costruttive origina in breve uno sviluppo di queste ultime, dall'incremento delle attività ne deriva in un tempo medio-breve una crescita dell'economia nazionale. Una conclusione semplice, chiara e scientificamente dimostrata che offriamo a tutti gli stakeholders e, in particolare, ai decisori istituzionali, nazionali, regionali e locali.

Traducendo ed allargando queste conclusioni in punti più “*politici*” – come sta nella mia funzione non scientifica ma di rappresentanza - diventa ragionevole affermare:

- se il settore prospera è tutta l'economia a prosperare, se il settore si blocca (come è successo in questo periodo) è tutta l'economia a soffrire e con essa l'occupazione e lo sviluppo sociale;
- l'efficienza dell'allocazione delle risorse nel nostro settore è altissima generando una risposta in termini cost-benefit non paragonabile a quella di altri segmenti industriali;
- la rapidità della reazione sistemica all'investimento finanziario nelle costruzioni e all'avvenuta crescita delle costruzioni stesse è molto elevata e sicuramente maggiore di quelle di altri segmenti industriali.

Da queste conclusioni parziali ne possiamo trarre una più generale: nei momenti storici, quale l'attuale, in cui l'esigenza immediata, l'assoluta priorità di un Paese è quella di riprendere velocemente il cammino della crescita, nessuna misura è più idonea allo scopo che quella di incentivare in ogni modo le attività immobiliari-costruttive. La tradizionale affermazione per la quale l'edilizia - con il suo bassissimo tasso di importazioni e il suo elevato impiego di

manodopera - è il settore prociclico e anticongiunturale per eccellenza ne esce pienamente confermata dall'analisi macroeconomica e statistica.

E questo, come ci ricorda Ricciardi, vale tanto di più per un'economia quale quella italiana caratterizzata ormai da 20 anni da una *“endemica bassa crescita tendenziale del PIL”* per cui aggiunge il Professore con un'espressione che non potrei condividere di più: *“ la rivitalizzazione e la riqualificazione degli investimenti in edilizia residenziale e l'avvio di una sistematica e coerente politica di ammodernamento e ampliamento delle infrastrutture di servizio alle famiglie, alle imprese e agli enti pubblici possono costituire efficaci interventi di politica congiunturale e di crescita.”*.

Non può mai essere dimenticato che parliamo di oltre 155 miliardi di euro di investimenti nel 2008, nonostante la crisi generale e di settore, e che questi investimenti in costruzioni, residenziali e non, rappresentano nella contabilità nazionale oltre il 51% del totale degli investimenti italiani (300 miliardi di euro), avendo nel 2008 superato quelli in “capitale produttivo (macchine e impianti)”. E sono un tipo di investimento che potrebbe essere rilanciato anche in periodo di crisi (forse purtroppo l'unico) se ci venissero offerte le condizioni finanziarie, fiscali e urbanistiche perché - come ci ha detto il Prof. Ricciardi - *“le sue determinanti sono le aspettative di ritorno – in termini di servizi abitativi e produttivi- dell'investimento e le condizioni di accesso alle (e di costo delle) risorse finanziarie necessarie per realizzarlo. Per contro, il livello corrente del reddito e del prodotto nazionale esercita una influenza minore, soprattutto per quanto riguarda l'investimento in abitazioni.”*

Tiro per questo un sospiro di sollievo perché in questi anni - dovendo fronteggiare meno di un mese dopo la mia elezione una offensiva vasta e articolata contro il nostro mestiere- ho ricordato sino alla nausea che nel 2005 (ultimo anno di crescita del mercato immobiliare) il +6% del nostro settore ha compensato il -2% del resto dell'economia (evitando che l'Italia fosse dichiarata tecnicamente in recessione quando nessun paese dell'OCSE, o del G7 o della UE lo era), ho evidenziato che tutte le contraddizioni della società italiana, nessuna esclusa, si scaricano sul territorio e noi siamo gli operatori professionali del territorio. Ho sostenuto anche che nessun settore come il nostro ha la capacità di contribuire alla soluzione del

problema degli immigrati e della loro integrazione sia offrendo lavoro regolare, sia offrendo case da acquistare che rendono lo straniero italiano perché proprietario di immobile in Italia.

Tutto ciò premesso, credo che questa occasione particolare vada utilizzata anche per avanzare delle proposte, coerenti con le conclusioni della ricerca e con le considerazioni svolte nella tavola rotonda. Devo, in questa sede, essere estremamente sintetico tanto quanto sarebbe vasto il ventaglio di temi di nostro diretto interesse, dall'urbanistica, alla contrattualistica immobiliare, agli oneri di urbanizzazione diventati impossibili in alcuni comuni come Milano, alle problematiche bancarie e finanziarie. Mi limito doverosamente a due proposte precise:

1. una revisione generale e organica della fiscalità edilizia e immobiliare secondo le linee proposte nel 2008 alla Commissione Ministeriale sia dal Forum Interassociativo Real Estate che dall'ASPESI: per una fiscalità di sviluppo e non inutilmente depressiva (anche per le entrate dello Stato) quale l'attuale;
2. la messa in campo da parte dello Stato di un meccanismo di finanziamenti (si badi bene, non di contributi) alle banche sostanzialmente pari nell'ammontare, nella durata e nelle condizioni alla quantità di mutui ipotecari prima casa da queste erogate alla clientela finale, ad esempio, nel trimestre precedente. In questo modo le banche riprenderebbero ad erogare i mutui prima casa, oggi (al di là delle dichiarazioni) in realtà bloccati perché non convenienti per istituti che pagano il denaro più di quanto non possano venderlo alla clientela privata, lo Stato non ci rimetterebbe un euro perché attualmente paga il denaro (con l'emissione dei titoli di Stato) meno dell'1% (e quindi molto meno del tasso che praticerebbe alle banche), le persone - lavoratori dipendenti ed autonomi, giovani al primo lavoro - avrebbero di nuovo la possibilità di acquistare la propria casa (possibilità oggi riservata ai ricchi per la difficoltà della gente normale di ottenere il mutuo), noi operatori di fronte al ritorno della clientela potremmo ricominciare ad investire e a lavorare, l'economia nazionale e l'occupazione - come ci hanno insegnato oggi i Professori Ricciardi e Boari e i loro team - ne beneficerebbero in breve tempo (con anche tutte le ricadute positive per la posizione internazionale dell'Italia). Da ultimo, lo Stato avrebbe un vantaggio di accrescimento delle entrate tributarie dai nuovi alloggi che vanno sul mercato (non va mai dimenticato che il nostro settore è il primo contribuente italiano per la congerie

esistente di imposte dirette e indirette sulla produzione, circolazione e gestione degli immobili) e un risparmio in termini di “piano casa”, ossia di alloggi da costruire a spese del contribuente per far fronte all'emergenza abitativa.

Porteremo queste proposte, in particolare l'ultima, attraverso un impegno associativo e interassociativo, in tutte le sedi utili e chiederemo ai decisori istituzionali di spiegarci perché non dovrebbero essere varate essendo nell'interesse di tutti e di danno a nessuno.

Ringrazio sinceramente tutti voi che avete creato oggi le condizioni perché queste proposte possano essere vincenti.

ASPESI

via Cerva, 30

20122 Milano

Tel: 02.76.01.15.91

Fax: 02.76.01.15.83

e-mail: info@aspesi-associazione.org

web: www.aspesi-associazione.org