



Università
Ca'Foscari
Venezia

Corso di Laurea Magistrale
in Economia e Finanza

Tesi di Laurea

La curva di Phillips negli Stati Uniti: un'analisi econometrica

Relatore

Prof. Domenico Sartore

Laureanda

Nicole Trevisan

Matricola 836139

Anno Accademico

2017 / 2018

A mamma e papà

Indice

<i>Indice delle figure e dei grafici</i>	3
<i>Indice delle tabelle</i>	7
<i>Introduzione</i>	9

Capitolo 1

<i>1.1 Origine storica della curva</i>	11
<i>1.2 Derivazione della curva di Phillips</i>	12
1.2.1 L'offerta aggregata	12
1.2.2 La domanda aggregata.....	19
1.2.3 Il modello AS-AD	21
<i>1.3 Prima formulazione della curva di Phillips</i>	22
<i>1.4 Formulazioni successive</i>	24
<i>1.5 Il tasso naturale di disoccupazione e la curva di Phillips</i>	26
<i>1.6 Inflazione elevata, deflazione e disinflazione</i>	29
<i>1.7 La critica di Lucas</i>	30
<i>1.8 Le rigidità nominali</i>	31

Capitolo 2

<i>2.1 Il concetto di politica monetaria, breve excursus storico</i>	33
<i>2.2 Il ruolo delle banche centrali</i>	36
2.2.1 La neutralità della moneta nel lungo periodo.....	40
2.2.2 La neutralità della moneta nel breve periodo.....	44
2.2.3 Il controllo dei tassi di interesse	46
<i>2.3 Trade-off tra inflazione e disoccupazione</i>	49
<i>2.4 La curva di Phillips oggi</i>	72
<i>2.5 Il ruolo giocato dalla globalizzazione</i>	93

Capitolo 3

<i>3.1 Analisi descrittiva</i>	107
<i>3.2 Analisi di integrazione delle variabili</i>	111
<i>3.3 Stima</i>	124

3.3.1	Equazione statica e analisi di cointegrazione.....	125
3.3.2	Commento sulle stime dei coefficienti di lungo periodo.....	131
3.3.3	Stima dell'equazione dinamica	138
3.3.3	Funzioni di risposta impulsiva e cumulata	150
3.4	<i>Previsione</i>	153
3.4.1	Previsione della curva di lungo periodo.....	153
3.4.2	Previsione statica e dinamica con il modello in forma ecm	156
3.4.2.1	Previsione statica dal modello dinamico.....	156
3.4.2.2	Previsione dinamica dal modello dinamico	158
3.5	<i>Benchmark</i>	163
3.5.1	Analisi del modello AR.....	163
3.5.2	Previsione statica sul benchmark.....	166
3.5.3	Previsione dinamica sul benchmark.....	167
3.5.4	Confronto previsioni del benchmark con quelle del modello econometrico	169
3.5.4.1	Confronto statica	169
3.5.4.2	Confronto dinamica.....	171
3.6	<i>Conclusioni</i>	174
	<i>Bibliografia</i>	177
	<i>Sitografia</i>	179

Indice delle figure e dei grafici

FIGURA 1.2.1.1: RAPPRESENTAZIONE DELL'EQUAZIONE DEI SALARI, DEI PREZZI E DEL TASSO DI DISOCCUPAZIONE.	14
FIGURA 1.2.1.2: EFFETTI DELL'AUMENTO DEI SUSSIDI DI DISOCCUPAZIONE(Z), L'ECONOMIA SI SPOSTA LUNGO LA PS.	15
FIGURA 1.2.1.3: EFFETTI DELL'AUMENTO DEL MARKUP (μ), L'ECONOMIA SI SPOSTA LUNGO LA WS.	16
FIGURA 1.2.1.4: CURVA DI OFFERTA AGGREGATA O CURVA DEL MERCATO DEL LAVORO (AS).	18
FIGURA 1.2.1.5: EFFETTI SULLA CURVA DI OFFERTA AGGREGATA DELL'AUMENTO DEL LIVELLO ATTESO DEI PREZZI.	18
FIGURA 1.2.2.1: DERIVAZIONE DELLA CURVA DI DOMANDA AGGREGATA (AD).	20
FIGURA 1.2.2.2: EFFETTI DI UN AUMENTO DELLA SPESA PUBBLICA E DELL'OFFERTA NOMINALE DI MONETA SULLA CURVA DI DOMANDA AGGREGATA.	21
FIGURA 1.2.3.1: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DEL MODELLO AS-AD (NEL BREVE PERIODO).	22
FIGURA 1.5.1: EVOLUZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS NEL TEMPO.	27
FIGURE 2.2.1.1 E 2.2.1.2: CORRELAZIONE TRA TASSO DI CRESCITA DELLA MONETA E INFLAZIONE E GRAFICO CHE MOSTRA LA CORRELAZIONE POSITIVA TRA LE DUE VARIABILI.	41
FIGURA 2.2.1.3 E 2.2.1.4: COEFFICIENTI DI CORRELAZIONE TRA LA CRESCITA DELLA MONETA E IL TASSO DI CRESCITA DELL'OUTPUT REALE E GRAFICO CHE RAPPRESENTA LA CORRELAZIONE NEGATIVA TRA LE DUE VARIABILI.	43
FIGURE 2.2.1.5 E 2.2.1.6: COEFFICIENTI DI CORRELAZIONE NEGATIVA TRA INFLAZIONE E L'OUTPUT REALE E RAPPRESENTAZIONE GRAFICA.	44
FIGURA 2.3.1: IMPULSI DI RISPOSTA DELLE VARIABILI PER IL SAMPLE 1980-2001.	53
FIGURA 2.3.2: IMPULSI DI RISPOSTA DELLE VARIABILI PER IL SAMPLE 1961-1979.	54
FIGURA 2.3.3: INFLAZIONE E DISOCCUPAZIONE NEGLI STATI UNITI NEL PERIODO 1948-1973.	57
FIGURA 2.3.4: INFLAZIONE E DISOCCUPAZIONE NEGLI STATI UNITI NEL PERIODO 1973-2006.	57
FIGURA 2.3.5: RAPPRESENTAZIONE DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE E DELLA DISOCCUPAZIONE RELATIVA AL PERIODO 1951Q2-2010Q2.	60
FIGURA 2.3.6: RAPPRESENTAZIONE DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE E DELLA DISOCCUPAZIONE RELATIVA AL PERIODO 1951Q2-2010Q2.	62
FIGURA 2.3.7: CURVA DI PHILLIPS DI BREVE PERIODO PER GLI STATI UNITI.	68
FIGURA 2.3.8: PREVISIONE DINAMICA DELL'INFLAZIONE USA PER IL PERIODO 2008Q1-2013Q1, PARTENDO DAL SAMPLE 1960Q1-2007Q4.	69
FIGURA 2.3.9: VARIABILITÀ DEL COEFFICIENTE DI PENDENZA DELLA CURVA RELATIVO AL DIVARIO DI DISOCCUPAZIONE.	69
FIGURA 2.3.10: PREVISIONE DINAMICA DELL'INFLAZIONE RELATIVA AL PERIODO 2008Q1-2013Q4, IN RIFERIMENTO AL SAMPLE RIDOTTO 2004Q1-2013Q4.	70
FIGURA 2.3.11: PENDENZA DELLA CURVA DI PHILLIPS DI BREVE PERIODO PER GLI STATI UNITI.	71
FIGURA 2.3.12: PENDENZA DELLA CURVA DI PHILLIPS DI BREVE PERIODO.	72
FIGURA 2.4.1: ANDAMENTO DEL TASSO DI DISOCCUPAZIONE E DEL TASSO DI INFLAZIONE NEGLI STATI UNITI NEL PERIODO 1962Q1-2013Q1.	78
FIGURA 2.4.2: CONFRONTO DELLE SIMULAZIONI OTTENUTE CON I DUE METODI, NKPC E TRIANGLE MODEL, RELATIVO AL PERIODO 1997-2012.	79
FIGURA 2.4.3: CONFRONTO DELLE SIMULAZIONI OTTENUTE CON I DUE METODI, NKPC E TRIANGLE MODEL, RELATIVO AL PERIODO 2007-2013.	79
FIGURA 2.4.4: ANDAMENTI DEL TASSO DI DISOCCUPAZIONE TOTALE, DI BREVE E LUNGO PERIODO, DAL 1960 AL 2012.	80
FIGURA 2.4.5: ANDAMENTI DEL NAIRU COMPLESSIVO, DI BREVE E LUNGO PERIODO, DAL 1960 AL 2012.	81
FIGURA 2.4.6: PRIMA SIMULAZIONE DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE 2013-2023.	83
FIGURA 2.4.7: SECONDA SIMULAZIONE DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE 2013-2023.	83
FIGURE 2.4.8: A SINISTRA L'ANDAMENTO DEL DIVARIO DI DISOCCUPAZIONE NEI PAESI DEL G7 RELATIVO AL PERIODO 1980-2016, A DESTRA RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE NELLO STESSO PERIODO.	85
FIGURA E TABELLA 2.4.9: A SINISTRA IL GRAFICO RAPPRESENTA LA PENDENZA DELLA CURVA DI PHILLIPS NEL PERIODO 2006-2017, E A DESTRA LA TABELLA MOSTRA L'INCIDENZA DELLE VARIABILI NELLA DETERMINAZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS.	85

FIGURA 2.4.10: RAPPRESENTAZIONE DELLE ASPETTATIVE DI INFLAZIONE NELL'AREA EURO, E INCIDENZA DELLE VARIABILI SULL'INFLAZIONE	86
FIGURA 2.4.11: STIMA DINAMICA DELLA CURVA DI PHILLIPS NEL PERIODO 1990Q1-2017Q2.	88
FIGURA 2.4.12: PREVISIONE DINAMICA DELLA CORE PCE INFLATION 2007-2017, CON INTERVALLI DI CONFIDENZA AL 95%.	89
FIGURA 2.4.13: PREVISIONE CONDIZIONALE DELLA CORE PCE INFLATION, CON INTERVALLI DI CONFIDENZA AL 95%.	89
FIGURA 2.4.14: ANCORAGGIO DELLE ASPETTATIVE, ANDAMENTO DI λ DAL 1960.	90
FIGURA 2.4.15: ANCORAGGIO DELLE ASPETTATIVE DI LUNGO TERMINE, ANDAMENTO DI β DAL 1960.	91
FIGURA 2.4.16: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELL'INCLINAZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS, IN QUESTO CASO SI CONSIDERA IL COEFFICIENTE θ	91
FIGURA 2.5.1: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELLA CRESCITA DI GVCs NEL CORSO DEGLI ANNI.	94
FIGURA 2.5.2: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELL'ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE (CPI) NEL PERIODO 1930-2003 NEI VARI PAESI.	94
FIGURA 2.5.3: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELL'ANDAMENTO DEL COMMERCIO NEGLI STATI UNITI A PARTIRE DALLA SECONDA METÀ DEGLI ANNI NOVANTA FINO AL PERIODO PRECEDENTE LA CRISI ECONOMICA DEL 2007-2008.	104
FIGURA 2.5.4: RAPPRESENTAZIONE GRAFICA DELL'INTEGRAZIONE FINANZIARIA.	104
FIGURA 3.3.3.1: CORRELOGRAMMA DEI RESIDUI.	147
FIGURA 3.3.4.1: OUTPUT CHE MOSTRA IL CALCOLO DEI COEFFICIENTI ALFA E BETA.	150
FIGURA 3.5.1.1: CORRELOGRAMMA DEI RESIDUI DEL MODELLO AR PRIMA DELL'ELIMINAZIONE DEI REGRESSORI NON SIGNIFICATIVI.	165
GRAFICO 3.1.1: MULTIPLE GRAPH OTTENUTO DALLA SELEZIONE MULTIPLA DELLE VARIABILI.	108
GRAFICO 3.1.2: ISTOGRAMMA RIFERITO ALLA SERIE RELATIVA AL TASSO DI INFLAZIONE (INFL_RATE).	110
GRAFICO 3.1.3: ISTOGRAMMA RIFERITO ALLA SERIE RELATIVA ALL'INFLAZIONE ATTESA (EXP_INFL).	110
GRAFICO 3.1.4: ISTOGRAMMA RIFERITO ALLA SERIE RELATIVA AL TASSO DI DISOCCUPAZIONE (UNEMPL_RATE).	110
GRAFICO 3.1.5: ISTOGRAMMA RIFERITO ALLA SERIE RELATIVA ALLA DISOCCUPAZIONE NATURALE (NAT_UNEMPL_RATE).	111
GRAFICO 3.3.1.1: ISTOGRAMMA DEI RESIDUI.	130
GRAFICO 3.3.2.1: CURVA DI LP RICAVATA DALL'EQUAZIONE STATICA FINALE.	133
GRAFICO 3.3.2.2: RAPPRESENTAZIONE DELL'ANDAMENTO DELLE DIFFERENZE PRIME DELLE DUE VARIABILI CHE COMPONGONO IL MODELLO.	136
GRAFICO 3.3.3.1: ISTOGRAMMA DEI RESIDUI DELL'EQUAZIONE DINAMICA GENERALE.	139
GRAFICO 3.3.3.2: CURVA DI BP RICAVATA DALL'EQUAZIONE DINAMICA GENERALE.	140
GRAFICO 3.3.3.3: CURVA DI BREVE PERIODO OTTENUTA DALL'EQUAZIONE DINAMICA GENERALE CON DUMMY VARIABLE.	141
GRAFICO 3.3.3.4: ISTOGRAMMA DEI RESIDUI RICAVATO DALLA NUOVA EQUAZIONE DINAMICA GENERALE.	142
GRAFICO 3.3.3.5: ISTOGRAMMA DEI RESIDUI RICAVATO DALL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE.	144
GRAFICO 3.3.3.6: CURVA DI BREVE PERIODO RICAVATA DALL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE.	145
GRAFICO 3.3.3.7: RAPPRESENTAZIONE DEGLI EFFETTI DI BREVE E LUNGO PERIODO.	146
GRAFICO 3.3.4.1: CURVA DELLA FUNZIONE DI RISPOSTA IMPULSIVA DELLA VARIABILE (INFL_RATE-EXP_INFL) QUANDO LA VARIABILE UNEMPL_RATE-NAT_UNEMPL_RATE AUMENTA DI UN'UNITÀ.	152
GRAFICO 3.3.4.2: CURVA DELLA FUNZIONE DI RISPOSTA CUMULATA DELLA VARIABILE (UNEMPL_RATE-NAT_UNEMPL_RATE).	152
GRAFICO 3.4.1.1: CURVA DELLA PREVISIONE STATICA.	154
GRAFICO 3.4.1.2: RAPPRESENTAZIONE DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL MODELLO DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE STATICA.	155
GRAFICO 3.4.1.3: RAPPRESENTAZIONE DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL MODELLO DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE STATICA CON LA CURVA RELATIVA AD EXP_INFL.	155
GRAFICO 3.4.2.1.1: CURVA DELLA PREVISIONE STATICA DAL MODELLO DINAMICO.	157

GRAFICO 3.4.2.1.2: RAPPRESENTAZIONE DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL MODELLO DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE STATICA DAL MODELLO DINAMICO.	158
GRAFICO 3.4.2.2.1: PREVISIONE DINAMICA DAL MODELLO DINAMICO (METODO A).	159
GRAFICO 3.4.2.2.2: VERIFICA DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL MODELLO DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE DINAMICA DAL MODELLO DINAMICO.	160
GRAFICO 3.4.2.2.3: PREVISIONE DINAMICA DAL MODELLO DINAMICO (METODO B).....	161
GRAFICO 3.4.2.2.4.: VERIFICA DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL MODELLO DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE DINAMICA DAL MODELLO DINAMICO IN BASE AL METODO B).	162
GRAFICO 3.5.1.1: ISTOGRAMMA DEI RESIDUI DEL MODELLO AR GENERALE.	165
GRAFICO 3.5.2.1: PREVISIONE STATICA DEL BENCHMARK.....	166
GRAFICO 3.5.2.2: VERIFICA DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL BENCHMARK DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE STATICA.	167
GRAFICO 3.5.3.1: PREVISIONE DINAMICA DEL BENCHMARK.	168
GRAFICI 3.5.3.2: VERIFICA DELLA BONTÀ PREVISIVA DEL BENCHMARK DOPO AVER EFFETTUATO LA PREVISIONE DINAMICA SUL MODELLO AR.	168

Indice delle tabelle

TABELLA 2.3.1: RISULTATI DELLE REGRESSIONI EFFETTUATE PER SVOLGERE IL TEST DI GRANGER.	65
TABELLA 2.3.2: RISULTATI OLS OTTENUTI A SEGUITO DELLA STIMA DELLA CURVA PER GLI STATI UNITI.	68
TABELLA 2.5.1: IN BASE AL CPI SONO STATI CONSIDERATI I LIVELLI DI INFLAZIONE RELATIVI AD UNA SERIE DI PAESI NEL PERIODO 1980-2004.	99
TABELLA 2.5.2: ANDAMENTO DELL'INFLAZIONE NEI VARI PAESI PER PERIODI.	99
TABELLA 2.5.3: TEST ADF SULL'INFLAZIONE PER I PAESI DEL G7.	100
TABELLA 3.2.1: TEST ADF SULLA VARIABILE DIPENDENTE INFL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL TREND AND INTERCEPT.	112
TABELLA 3.2.2: TEST ADF SULLA VARIABILE DIPENDENTE INFL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL INTERCEPT.	112
TABELLA 3.2.3: TEST ADF SULLA VARIABILE DIPENDENTE INFL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL NONE.	113
TABELLA 3.2.4: TEST ADF SULLA VARIABILE DIPENDENTE INFL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT 1 ST DIFFERENCE NONE.	114
TABELLA 3.2.5: TEST ADF SULLA VARIABILE ESPLICATIVA EXP_INFL, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL TREND AND INTERCEPT.	115
TABELLA 3.2.6: TEST ADF SULLA VARIABILE ESPLICATIVA EXP_INFL, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL INTERCEPT.	115
TABELLA 3.2.7: TEST ADF SULLA VARIABILE ESPLICATIVA EXP_INFL, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL NONE.	116
TABELLA 3.2.8: TEST ADF SULLA VARIABILE EXP_INFL, TEST FOR UNIT ROOT 1 ST DIFFERENCE NONE.	117
TABELLA 3.2.9: TEST ADF SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL TREND AND INTERCEPT.	118
TABELLA 3.2.10: TEST ADF SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL INTERCEPT.	118
TABELLA 3.2.11: TEST DI PHILLIPS-PERRON SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE PER VERIFICARE LA PRESENZA DI RADICE UNITARIA IN LEVEL TREND AND INTERCEPT.	119
TABELLA 3.2.12: TEST DI PHILLIPS-PERRON SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE PER VERIFICARE LA PRESENZA DI RADICE UNITARIA IN LEVEL INTERCEPT.	120
TABELLA 3.2.13: TEST DI PHILLIPS-PERRON SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE PER VERIFICARE LA PRESENZA DI RADICE UNITARIA IN LEVEL NONE.	121
TABELLA 3.2.14: TEST DI PHILLIPS-PERRON SULLA VARIABILE UNEMPL_RATE PER VERIFICARE LA PRESENZA DI RADICE UNITARIA IN 1 ST DIFFERENCE NONE.	122
TABELLA 3.2.15: TEST ADF SULLA VARIABILE NAT_UNEMPL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL TREND AND INTERCEPT.	122
TABELLA 3.2.16: TEST ADF SULLA VARIABILE NAT_UNEMPL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN LEVEL INTERCEPT.	123
TABELLA 3.2.17: TEST ADF SULLA VARIABILE NAT_UNEMPL_RATE, TEST FOR UNIT ROOT IN 1 ST DIFFERENCE NONE.	123
TABELLA 3.3.1.1: OUTPUT DELL'EQUAZIONE STATICA GENERALE.	125
TABELLA 3.3.1.2: EQUAZIONE STATICA CON INDICATI I COEFFICIENTI E OUTPUT OTTENUTO CON IL TEST DI WALD.	126
TABELLA 3.3.1.3: NUOVA EQUAZIONE STATICA GENERALE DOPO AVER INTRODOTTO LA PRIMA RESTRIZIONE CON IL TEST DI WALD.	127
TABELLA 3.3.1.4: OUTPUT DEL TEST DI WALD OTTENUTO DOPO AVER IMPOSTO LA SECONDA RESTRIZIONE.	127
TABELLA 3.3.1.5: OUTPUT DELL'EQUAZIONE STATICA GENERALE-FINALE.	128
TABELLA 3.3.1.6: OUTPUT DELL'EQUAZIONE STATICA GENERALE-FINALE DOPO AVER INSERITO UNA DUMMY VARIABLE.	129
TABELLA 3.3.1.7: TEST ADF SUI RESIDUI (ECM), TEST FOR UNIT ROOT 1 ST DIFFERENCE NONE.	130
TABELLA 3.3.1.8: OUTPUT DEL TEST SULLA CORRELAZIONE DEI RESIDUI.	130
TABELLA 3.3.1.9: OUTPUT DEL TEST SULL'ETEROSCHEDASTICITÀ DEI RESIDUI.	131
TABELLA 3.3.2.1: STIMA DEI COEFFICIENTI DI LUNGO PERIODO.	132
TABELLA 3.3.2.2: OUTPUT DEL TEST DI CAUSALITÀ DI GRANGER.	137
TABELLA 3.3.3.1: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA GENERALE CON QUATTRO LAGS.	138
TABELLA 3.3.3.2: TEST SULLA CORRELAZIONE DEI RESIDUI.	139
TABELLA 3.3.3.3: TEST SULL'ETEROSCHEDASTICITÀ DEI RESIDUI.	139

TABELLA 3.3.3.4: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA GENERALE CON QUATTRO LAGS E VARIABILE DUMMY.	141
TABELLA 3.3.3.5: OUTPUT DEL TEST SULLA CORRELAZIONE DEI RESIDUI.	142
TABELLA 3.3.3.6: OUTPUT DEL TEST SULL'ETEROSCHEDASTICITÀ DEI RESIDUI.	143
TABELLA 3.3.3.7: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE CON DUMMY VAIABLE.	144
TABELLA 3.3.3.8: OUTPUT DEL TEST SULLA CORRELAZIONE DEI RESIDUI DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE.	144
TABELLA 3.3.3.9: OUTPUT DEL TEST SULL'ETEROSCHEDASTICITÀ DEI RESIDUI DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE.	145
TABELLA 3.3.3.10: OUTPUT DELLA NUOVA EQUAZIONE DINAMICA GENERALE CON OTTO LAGS.	148
TABELLA 3.3.3.11: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE CON OTTO LAGS.	149
TABELLA 3.3.3.12: OUTPUT DEL TEST DI CORRELAZIONE DEI RESIDUI.	149
TABELLA 3.3.3.13: OUTPUT DEL TEST SULL'ETEROSCHEDASTICITÀ DEI RESIDUI.	149
TABELLA 3.4.2.1: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE CON ECM2.	157
TABELLA 3.4.2.2: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA FINALE CON ECM(-1).	159
TABELLA 3.4.2.3: OUTPUT DELL'EQUAZIONE DINAMICA ESTESA.	161
TABELLA 3.4.2.4: PROSPETTO RIASSUNTIVO DEI VALORI RICAVATI A SEGUITO DELLA PREVISIONE STATICA, DALLA PREVISIONE STATICA DAL MODELLO DINAMICO E DALLA PREVISIONE DINAMICA DAL MODELLO DINAMICO SECONDO IL METODO A) E B).	163
TABELLA 3.5.1.1: RAPPRESENTAZIONE DELL'OUTPUT DEL MODELLO AR GENERALE.	164
TABELLA 3.5.1.2: OUTPUT DEL MODELLO AR FINALE DOPO L'ELIMINAZIONE DI $D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))$.	166
TABELLA 3.5.4.1: SINTESI DEI VALORI ASSUNTI DAGLI INDICATORI NELLA PREVISIONE STATICA DEL BENCHMARK E NELLA PREVISIONE STATICA DEL MODELLO DINAMICO.	170
TABELLA 3.5.4.2: SINTESI DEI VALORI ASSUNTI DAGLI INDICATORI NELLA PREVISIONE DINAMICA DEL BENCHMARK E NELLA PREVISIONE DINAMICA OTTENUTA IN BASE AL METODO B).	172

Introduzione

La curva di Phillips a partire dalla sua prima formulazione è stata, ed è tutt'ora, oggetto di ampi dibattiti relativi alla sua validità all'interno del mondo macroeconomico. La relazione tra inflazione e disoccupazione evidenziata da A.W. Phillips per il Regno Unito era di tipo inverso, infatti ad un incremento della disoccupazione corrisponde una riduzione dell'inflazione e viceversa. La stessa relazione venne individuata anche da Samuelson e Solow che utilizzarono invece dati relativi agli Stati Uniti. Questa relazione assunse da subito un ruolo chiave nell'andare a determinare le scelte di politica economica, perché essa suggeriva che, sulla base del *trade-off* espresso, fosse possibile ridurre il valore di una delle due variabili andando a valutare l'incremento che si era disposti a tollerare dell'altra.

L'obiettivo del presente elaborato è stato quello di andare a definire e valutare la curva di Phillips degli Stati Uniti costruendo un modello econometrico basato su dati scaricati dal sito della *Federal Reserve Economic Data*, inoltre si è scelto di utilizzare dati statunitensi perché il mercato americano risulta essere molto più dinamico.

Il lavoro si articola in tre parti, il primo capitolo consiste in un breve *excursus* degli impianti teorici che costituiscono la base per poter andare a definire la curva di Phillips, considerando anche i contributi apportati da autori come Sargent, Lucas, Friedman e Phelps. Il secondo capitolo invece, è caratterizzato da una raccolta di letture, alcuni sono dei veri e propri studi, effettuati sulla curva di Phillips statunitense, altri sono articoli che hanno come filo conduttore quello di interrogarsi sull'attuale validità della curva sia dal punto di vista teorico sia dal punto di vista pratico e quindi si chiedono se esista ancora una curva di Phillips per gli Stati Uniti, ed infine è stata considerata anche quella parte della letteratura che nell'andare a definire la curva considera come variabile la globalizzazione. Il terzo ed ultimo capitolo presenta l'analisi econometrica svolta sulla base dei dati relativi agli Stati Uniti, e quindi contiene i risultati ottenuti attraverso la stima, i *test* e le previsioni effettuate sul modello.

Nonostante i risultati ottenuti, è necessario tener conto della variabilità che caratterizza il mondo economico e tutte le sue variabili e di conseguenza facendo riferimento a mercati dinamici le teorie devono essere continuamente verificate, confermate o smentite, anche per tenere in considerazione l'incidenza di nuovi fattori.

Capitolo 1

La curva di Phillips

1.1 Origine storica della curva

Nel 1958 A. W. Phillips realizzò un grafico che metteva in relazione il tasso di inflazione con il tasso di disoccupazione del Regno Unito utilizzando i dati relativi al periodo compreso tra il 1861 e il 1957, da questo grafico emerse una relazione negativa tra inflazione e disoccupazione, quando l'inflazione era elevata la disoccupazione era bassa e viceversa.

Successivamente anche Paul Samuelson e Robert Solow svolsero la stessa analisi, però prendendo in considerazione dati statunitensi relativi al periodo compreso tra il 1900 e il 1960, ed anche in questo caso emerse una relazione negativa tra inflazione e disoccupazione.

Questa relazione venne denominata curva di Phillips e assunse un ruolo determinante nella scelta delle politiche economiche di ciascun paese, perché suggeriva che fosse possibile scegliere tra diverse combinazioni di inflazione e disoccupazione, ad esempio un paese poteva scegliere di tollerare un'inflazione più elevata per ridurre il tasso di disoccupazione e viceversa, quindi le decisioni di politica macroeconomica si fondavano sulla scelta del punto preferito sulla curva.

Negli anni settanta la curva perse d'importanza in quanto sia negli Stati Uniti ed anche in buona parte dei paesi rientranti nell'*OCSE* (Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico) si verificarono allo stesso tempo un'elevata inflazione e un elevato tasso di disoccupazione (fenomeno di stagflazione) e quindi questo entrò in

contraddizione con l'originaria curva di Phillips. In seguito a quanto osservato si considerò una nuova relazione che metteva in evidenza una correlazione tra il tasso di disoccupazione e la variazione del tasso di inflazione.

Per andare a definire la curva di Phillips è necessario partire dal considerare l'offerta aggregata in termini di una relazione tra inflazione, inflazione attesa e disoccupazione, la quale viene inserita all'interno di un modello più generale, il modello *AS-AD*.

1.2 Derivazione della curva di Phillips

Per andare a definire la curva di Phillips si parte dal considerare l'offerta aggregata di moneta in termini di inflazione, inflazione attesa e tasso di disoccupazione. Invece di passare direttamente alla definizione della curva di Phillips si è deciso di procedere descrivendo il quadro generale all'interno della quale la stessa curva viene derivata, quindi sono state definite l'offerta aggregata di moneta e la domanda aggregata che combinate costituiscono il modello *AS-AD*.

1.2.1 L'offerta aggregata

L'offerta aggregata descrive gli effetti della produzione sul livello dei prezzi ed è il risultato della combinazione dell'equazione dei salari e dell'equazione dei prezzi.

L'equazione che riguarda la determinazione dei salari è:

$$W = P^e F(u, z)$$

Si nota che il salario nominale (W) dipende da tre fattori: dal livello atteso dei prezzi (P^e), dal tasso di disoccupazione (u) e da una variabile generica (z) che comprende tutti i fattori istituzionali, ovvero tutte le altre variabili, che influenzano la determinazione dei salari.

I salari nominali sono influenzati dal livello dei prezzi perché i lavoratori sono interessati al salario reale non nominale, quindi al salario W che percepiscono relativamente al prezzo dei beni P che acquistano, perciò sono interessati al salario in termini di beni W/P . Allo stesso modo anche le imprese non sono interessate al salario nominale pagato ai lavoratori, ma al salario espresso in termini di prezzo della produzione venduta, quindi anch'esse sono interessate a W/P .

Nel momento in cui i lavoratori si aspettano che il livello futuro dei prezzi aumenti allora richiederanno un aumento proporzionale del loro salario nominale e allo stesso tempo se le imprese si aspettano che i prezzi dei beni venduti raddoppino allora dovrebbero

concedere un aumento proporzionale del salario. Quindi un aumento del livello atteso dei prezzi provoca un incremento proporzionale del salario nominale.

I salari dipendono dal livello atteso dei prezzi (P^e) e non dal loro livello effettivo perché sono fissati in termini nominali.

Il secondo fattore che influenza il salario è il tasso di disoccupazione (u), un incremento del tasso di disoccupazione causerà una riduzione del salario.

Con la variabile generica z si indicano tutti gli altri fattori che incidono sui salari, dato il livello atteso dei prezzi e il tasso di disoccupazione. Un incremento di z provoca un incremento del salario. I fattori compresi nella variabile z sono molteplici: l'indennità di disoccupazione che consiste in un sussidio versato ai lavoratori che hanno perso il proprio posto di lavoro, il livello di protezione dei lavoratori, e l'esistenza di un salario minimo. Dopo aver derivato l'equazione di determinazione dei salari, si determinano i prezzi secondo questa equazione:

$$P = (1 + \mu) W$$

Dove μ è il ricarico del prezzo sul costo di produzione e viene indicato con il termine *markup*, quindi il livello dei prezzi fissato dalle imprese è pari al salario nominale moltiplicato per uno meno il *markup* sui costi.

Nel caso in cui i mercati siano perfettamente concorrenziali, il prezzo sarebbe uguale al costo e μ sarebbe pari a zero. Ma i mercati non sono perfettamente concorrenziali perché le imprese hanno potere di mercato quindi possono andare a fissare un prezzo di mercato superiore rispetto al costo marginale, quindi μ avrà un valore positivo, il prezzo P sarà superiore al costo W di un fattore uguale a $(1 + \mu)$.

Il *markup* viene considerato come una funzione decrescente del grado di concorrenza esistente nel mercato dei beni ed anche funzione del grado di regolamentazione esistente nello stesso mercato.

$$\mu = f(Pmr)$$

Quindi il *markup* è una funzione positiva del grado di regolamentazione (*product market regulation*) e dipende di conseguenza negativamente dal grado di concorrenza del mercato.

È possibile vedere quali sono gli effetti della determinazione dei prezzi e dei salari sulla disoccupazione, partendo dall'ipotesi secondo cui i salari dipendano dal livello effettivo dei prezzi (P) e non dal loro livello atteso (P^e).

A partire da quest'ipotesi l'equazione di determinazione dei salari diventa:

$$W = PF(u, z)$$

Dividendo entrambi i lati per il livello dei prezzi si ottiene:

$$\frac{W}{P} = F(u, z)$$

La determinazione dei salari implica una relazione negativa tra il salario reale W/P e il tasso di disoccupazione u , quanto maggiore sarà il tasso di disoccupazione tanto minore sarà il salario reale scelto da chi fissa i salari.

La relazione tra il salario reale e il tasso di disoccupazione prende il nome di equazione dei salari ed è rappresentata graficamente dalla *Figura 1.2.1*, nella quale il salario viene misurato dall'asse verticale, il tasso di disoccupazione dall'asse orizzontale e l'equazione dei salari è una curva decrescente contrassegnata con *WS (Wage Setting)*. Mentre la retta orizzontale del grafico indica l'equazione dei prezzi o *PS (Price Setting)*.

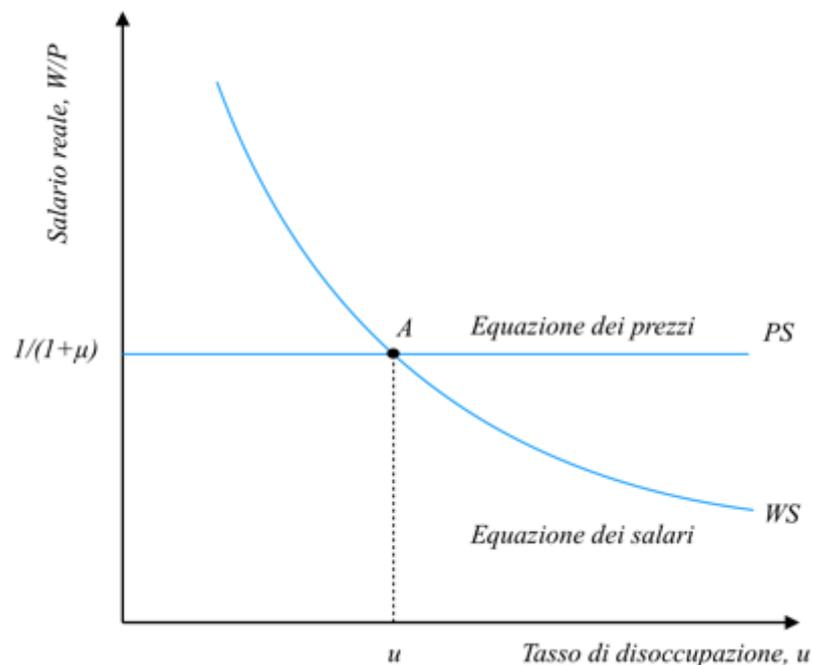


Figura 1.2.1.1: rappresentazione dell'equazione dei salari, dei prezzi e del tasso di disoccupazione.

Allo stesso modo se si parte dalla seguente equazione dei prezzi:

$$P = (1 + \mu) W$$

E si dividono entrambi i lati per il salario nominale si ottiene:

$$P/W = (1 + \mu)$$

Se si invertono entrambi i lati dell'equazione il salario reale sarà pari a:

$$\frac{W}{P} = \frac{1}{(1 + \mu)}$$

Quest'equazione evidenzia il fatto che il salario reale fissato dalle imprese è una funzione delle decisioni di prezzo. Un aumento del *markup* fa aumentare i prezzi a parità di salari e diminuisce il salario reale.

La condizione di equilibrio è data dall'uguagliare il salario reale della *WS* e quello della *PS*, allora è possibile definire il tasso di disoccupazione nel modo seguente:

$$F(u_n, z) = \frac{1}{(1 + \mu)}$$

Quando il livello dei prezzi effettivi è pari al livello atteso, ovvero quando vale la condizione $P = P^e$, il tasso di disoccupazione che si ottiene dalla condizione di equilibrio viene detto tasso naturale di disoccupazione.

Nel caso in cui si verificasse un incremento dei sussidi di disoccupazione, questo corrisponderebbe ad un incremento della variabile z , quindi l'aumento dei sussidi andrebbe ad attenuare i problemi legati alla mancanza di un impiego e si tradurrebbe in un aumento del salario reale a parità del tasso di disoccupazione. Ciò comporterebbe uno spostamento della curva da *WS* a *WS'* e un aumento del tasso di disoccupazione naturale da u_n a u'_n per ristabilire l'equilibrio tra le due curve, quindi l'economia si muoverebbe lungo l'equazione dei prezzi (*PS*) e il punto di equilibrio si sposterebbe da *A* ad *A'* come si nota nella *Figura 1.2.2*.

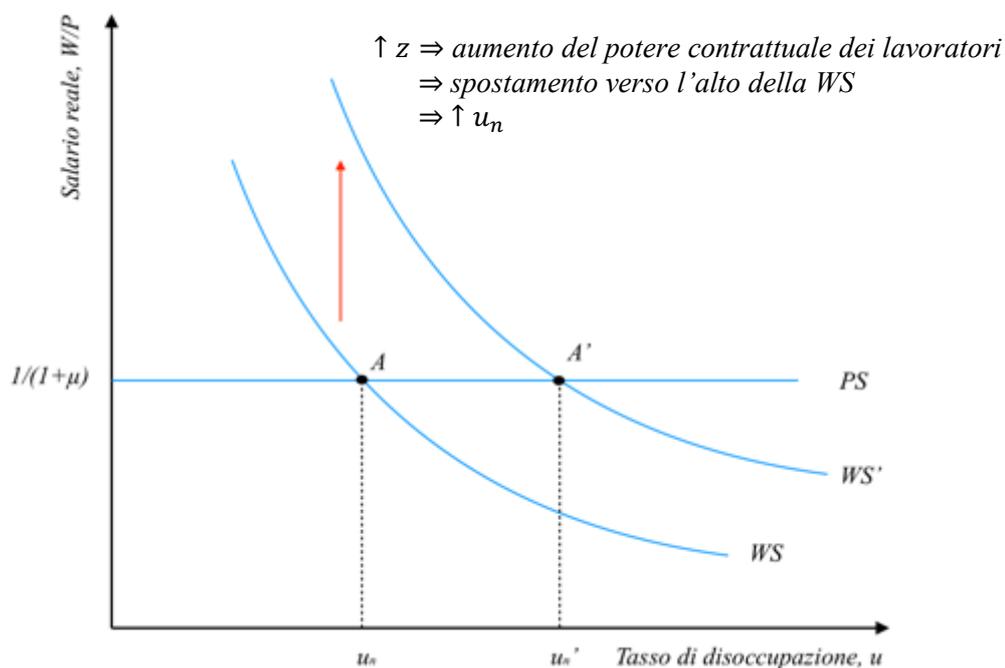


Figura 1.2.1.2: effetti dell'aumento dei sussidi di disoccupazione(z), l'economia si sposta lungo la PS.

Quindi in corrispondenza di un dato tasso di disoccupazione, quando si è in presenza di un aumento dei sussidi di disoccupazione questo comporta un salario reale più elevato, per questo motivo è necessario un tasso di disoccupazione maggiore per far tornare il salario reale al livello che le imprese sono disposte a pagare.

Al contrario una legislazione *antitrust* meno restrittiva comporta effetti diversi sull'equilibrio rappresentato sino ad ora, infatti in questo caso si assisterebbe ad un aumento del *markup* (μ) che quindi provocherebbe una riduzione del salario reale e sposterebbe verso il basso la curva dei prezzi passando da PS a PS' , anche in questo caso si verificherebbe un aumento del tasso naturale di disoccupazione da u_n a u'_n per ristabilire l'equilibrio, l'economia si sposterebbe lungo la WS ed anche in questo caso cambierebbe il punto di equilibrio da A ad A' .

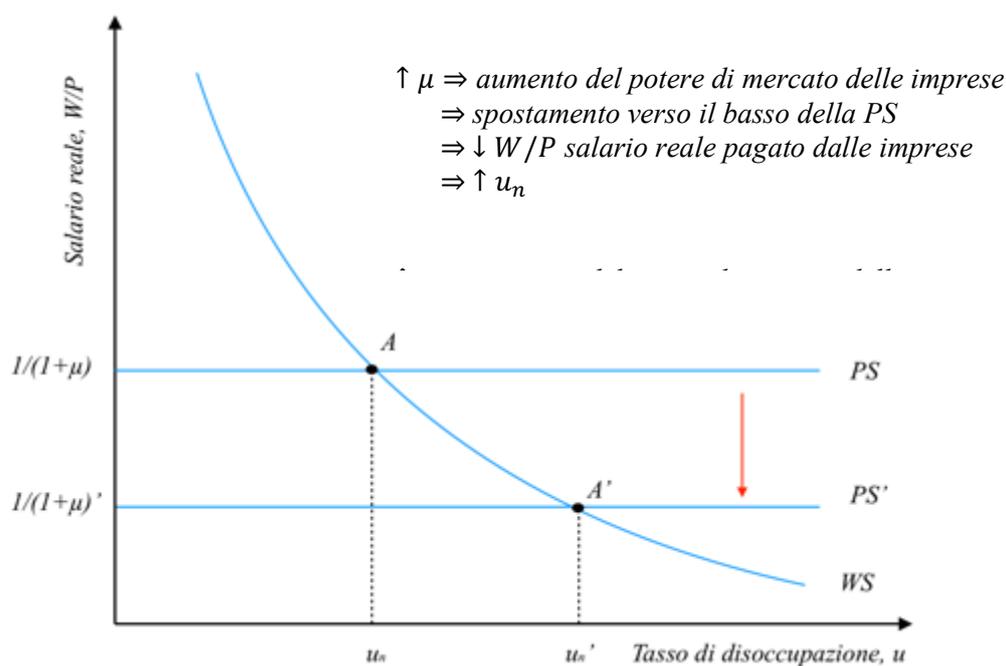


Figura 1.2.1.3: effetti dell'aumento del markup (μ), l'economia si sposta lungo la WS .

Un aumento del *markup*, permettendo alle imprese di aumentare i prezzi a parità di salario, comporta una riduzione del salario reale, per questo motivo una disoccupazione più elevata spinge i lavoratori ad accettare il minor salario e quindi si verifica un incremento del tasso naturale di disoccupazione.

L'equazione dei salari e l'equazione dei prezzi combinate assieme permettono di andare a definire l'equazione di offerta aggregata:

$$WS: W = P^e F(u, z)$$

$$PS: P = (1 + \mu) W$$

In questo caso non si considera sempre l'ipotesi secondo cui il livello effettivo dei prezzi sia uguale a quello atteso ($P = P^e$), e si va a sostituire W nell'equazione dei prezzi:

$$P = (1 + \mu) P^e F(u, z)$$

Quindi risulta che il livello effettivo dei prezzi dipende dal livello atteso, dal tasso di disoccupazione, così come dal *markup* (μ) e dalla variabile z .

In un secondo passaggio si va poi a sostituire il tasso di disoccupazione con l'espressione relativa in termini di produzione, si riprende la relazione:

$$u = \frac{U}{L} = \frac{L - N}{L} = 1 - \frac{N}{L} = 1 - \frac{Y}{L}$$

Si ottiene quindi:

$$u = 1 - \frac{Y}{L}$$

Per cui per una data forza lavoro, maggiore sarà la produzione e tanto minore sarà il tasso di disoccupazione.

Andando a sostituire u nell'equazione indicata in precedenza, si ottiene l'equazione di offerta aggregata o *curva AS (Aggregate Supply)* inclinata positivamente:

$$P = (1 + \mu) P^e F\left(1 - \frac{Y}{L}, z\right)$$

Riassumendo il livello effettivo dei prezzi dipende: dal livello atteso dei prezzi P^e , dal livello di produzione Y , dalla forza lavoro L , nonché dal *markup* μ , e dalla variabile z .

Dall'equazione emerge che un aumento della produzione provoca un incremento del livello dei prezzi, questa è una proprietà dell'equazione che è il risultato di una serie di passaggi: prima un incremento della produzione comporta un aumento dell'occupazione, l'incremento dell'occupazione a sua volta riduce la disoccupazione e quindi anche il tasso relativo, poi un tasso di disoccupazione ridotto comporta un incremento dei salari nominali che a sua volta spinge le imprese ad aumentare i prezzi e quindi il loro livello.

La seconda proprietà dell'equazione è data dal fatto che un aumento del livello atteso dei prezzi implica un aumento proporzionale del loro livello effettivo.

Una terza proprietà riguarda il fatto che un incremento del livello atteso dei prezzi (P^e) sposta la curva AS verso l'alto. La curva AS viene rappresentata graficamente nella *Figura 1.2.1.4* e nella *Figura 1.2.1.5* sono stati rappresentati graficamente gli effetti di un aumento del livello atteso dei prezzi.

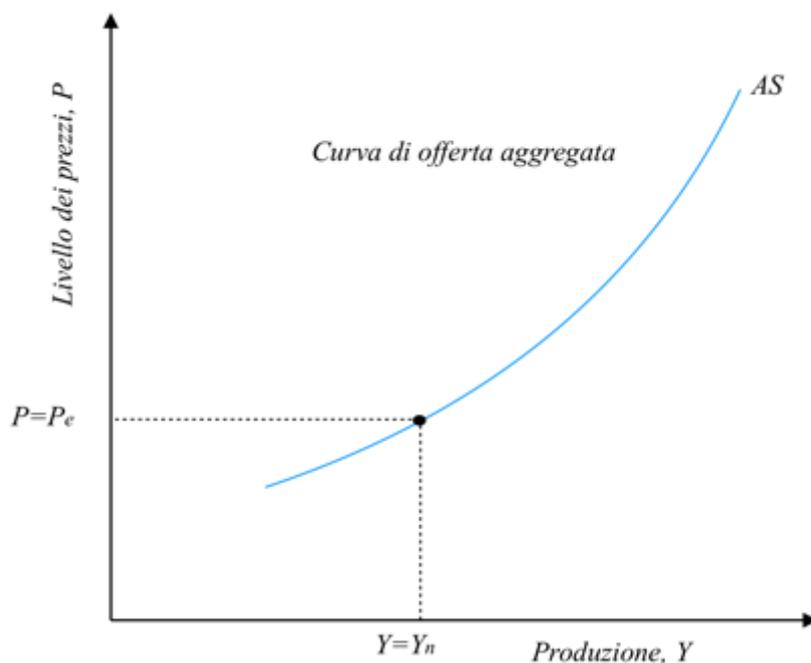


Figura 1.2.1.4: curva di offerta aggregata o curva del mercato del lavoro (AS).

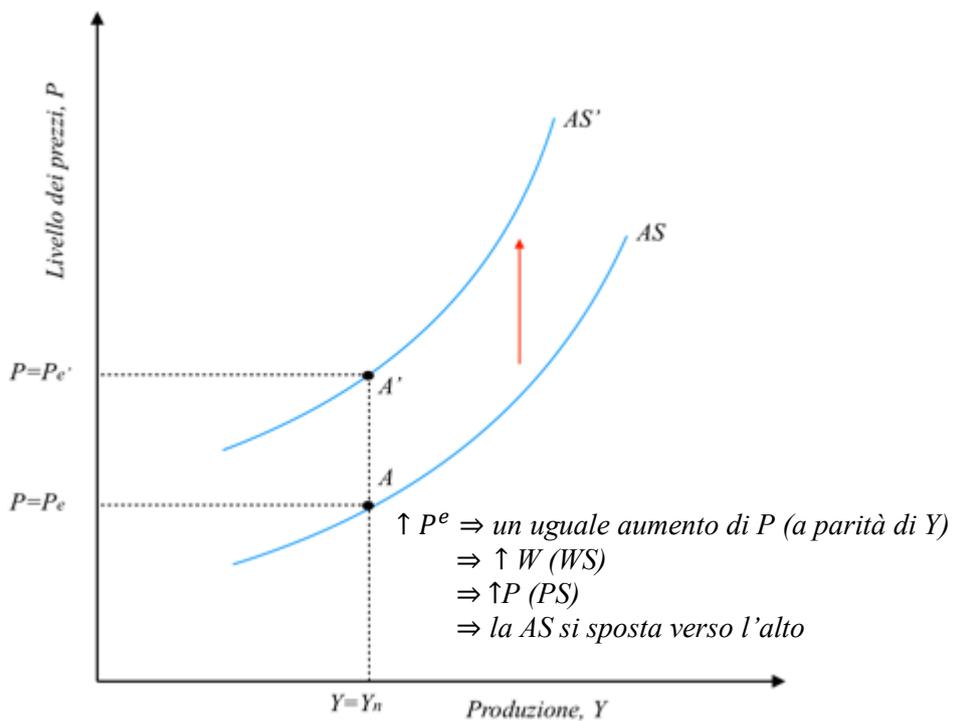


Figura 1.2.1.5: effetti sulla curva di offerta aggregata dell'aumento del livello atteso dei prezzi.

1.2.2 La domanda aggregata

La domanda aggregata esprime gli effetti del livello dei prezzi sulla produzione e viene derivata dalla curva *IS* (*Investment-Saving*, investimento-risparmio) e dalla curva *LM* (*Liquidity-Money*, liquidità-moneta):

$$IS: Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G$$

$$LM: \frac{M}{P} = YL(i)$$

La relazione di domanda aggregata (*Aggregate Demand*) è data da:

$$Y = Y\left(\frac{M}{P}, G, T\right)$$

Nella *Figura 1.2.2.1* è stata rappresentata la derivazione della curva *AD* dalle curve del mercato dei beni e dei mercati finanziari.

La curva *IS*, determinata per dati valori di *G* e *T*, è inclinata negativamente, infatti un incremento del tasso di interesse causa una riduzione della produzione. Mentre la curva *LM* è inclinata positivamente e dipende dal valore assunto da *M/P*, un incremento della produzione farà aumentare la domanda di moneta e di conseguenza si verificherà un incremento del tasso di interesse per far sì che sia rispettata l'uguaglianza tra domanda ed offerta di moneta. Il punto *A* in figura corrisponde al punto di equilibrio delle curve *IS* e *LM*.

Osservando il grafico si vede che se si verifica un aumento dei prezzi da *P* a *P'*, data *M* questo aumento provoca una riduzione dei salari monetari reali *M/P* e un aumento del tasso di interesse e quindi uno spostamento della curva *LM* verso l'alto. Il punto di equilibrio passa da *A* ad *A'* ed anche la produzione si riduce passando da *Y* ad *Y'*.

L'equazione di domanda aggregata esprime una relazione negativa tra produzione e livello dei prezzi, essa sarà inclinata negativamente e il suo andamento dipenderà positivamente dai saldi monetari reali (*M*) e dalla spesa pubblica (*G*) e negativamente dalle imposte (*T*).

In *Figura 1.2.2.2* sono rappresentati gli effetti di un aumento della spesa pubblica (*G*) e di una riduzione dell'offerta nominale di moneta (*M*).

In entrambi i casi, in corrispondenza di un dato livello dei prezzi, si verifica che la curva di domanda aggregata si sposta, verso destra nel caso in cui aumenti la spesa pubblica e

verso sinistra nel caso in cui si riduca lo stock nominale di moneta a seguito dell'adozione di una manovra restrittiva.

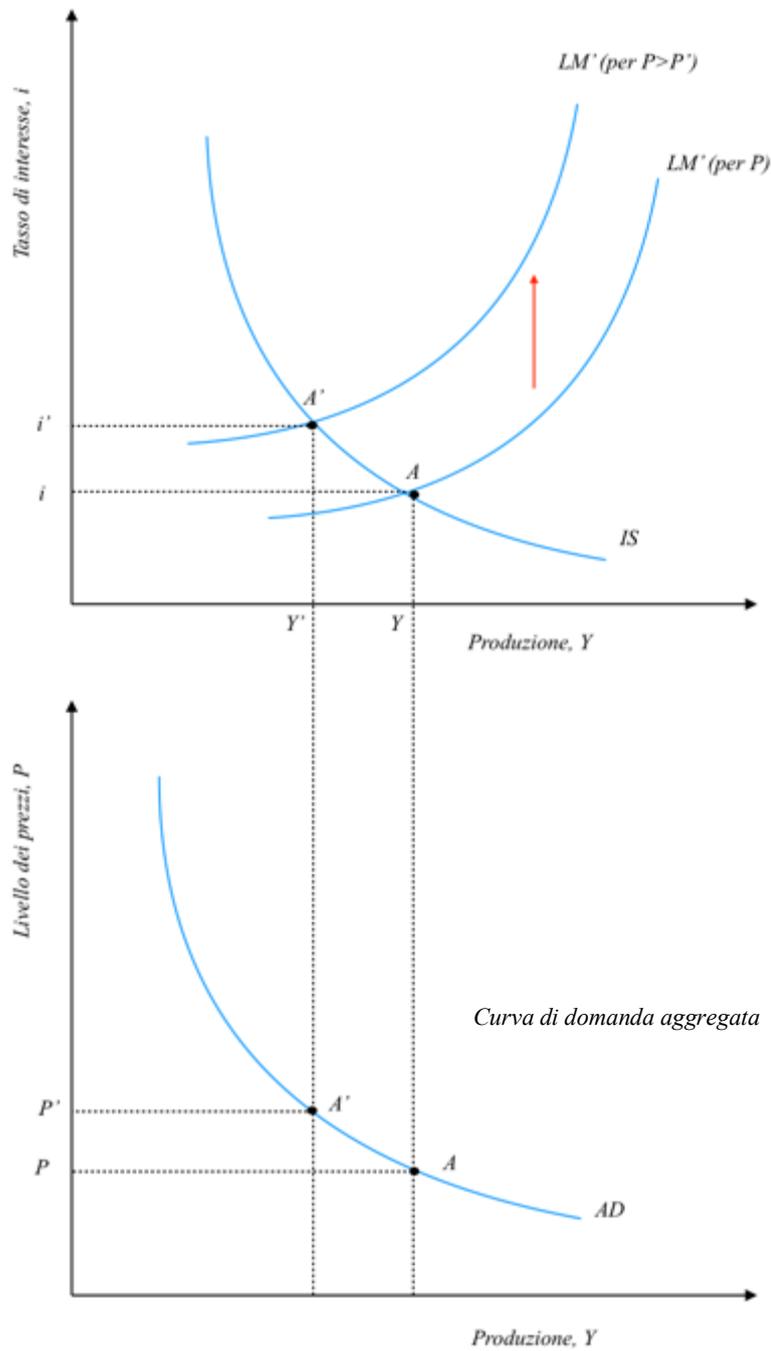


Figura 1.2.2.1: derivazione della curva di domanda aggregata (AD).

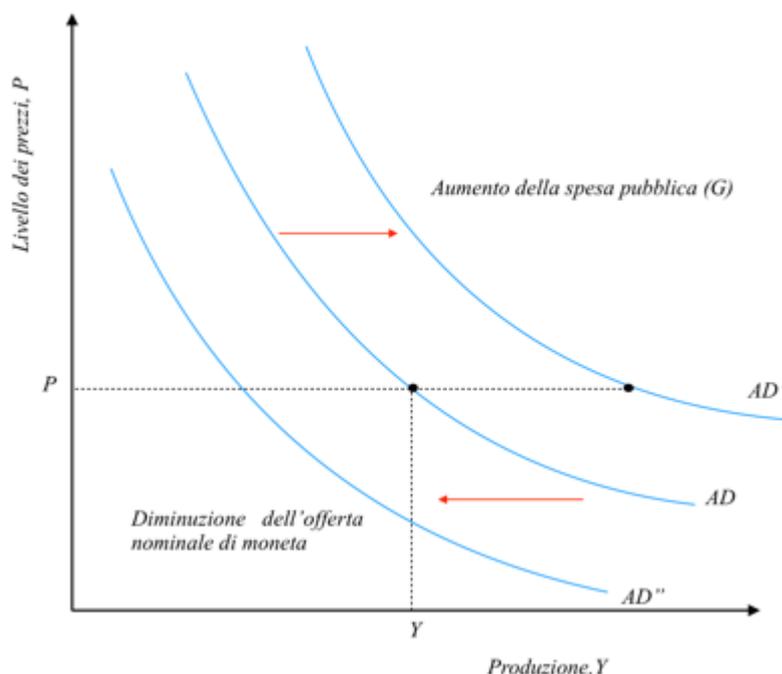


Figura 1.2.2.2: effetti di un aumento della spesa pubblica e dell'offerta nominale di moneta sulla curva di domanda aggregata.

1.2.3 Il modello AS-AD

Questo modello considera due relazioni, l'offerta aggregata che descrive gli effetti dell'equilibrio sul mercato del lavoro, e la domanda aggregata che descrive l'equilibrio nei mercati reali e finanziari.

Dopo aver definito le equazioni di offerta (AS) e di domanda aggregata (AD), queste due relazioni vengono considerate congiuntamente nel modello $AS-AD$:

$$AS: P = P^e(1 + \mu)F\left(1 - \frac{Y}{L}, z\right)$$

$$AD: Y = Y\left(\frac{M}{P}, G, T\right)$$

L'andamento delle due curve è rappresentato graficamente in *Figura 1.2.2.2* i valori di equilibrio della produzione e dei prezzi vengono determinati per un dato valore di P^e (inclusi nell'offerta aggregata) e per le variabili di politica fiscale e monetaria (G , T e M). L'equilibrio tra la curva AS e AD dipende dal valore atteso dei prezzi, perché questo determina la posizione della curva AS . Nel breve periodo si assume che il livello di P^e sia fissato, ma nel lungo periodo questo valore cambia andando a modificare anche l'equilibrio.

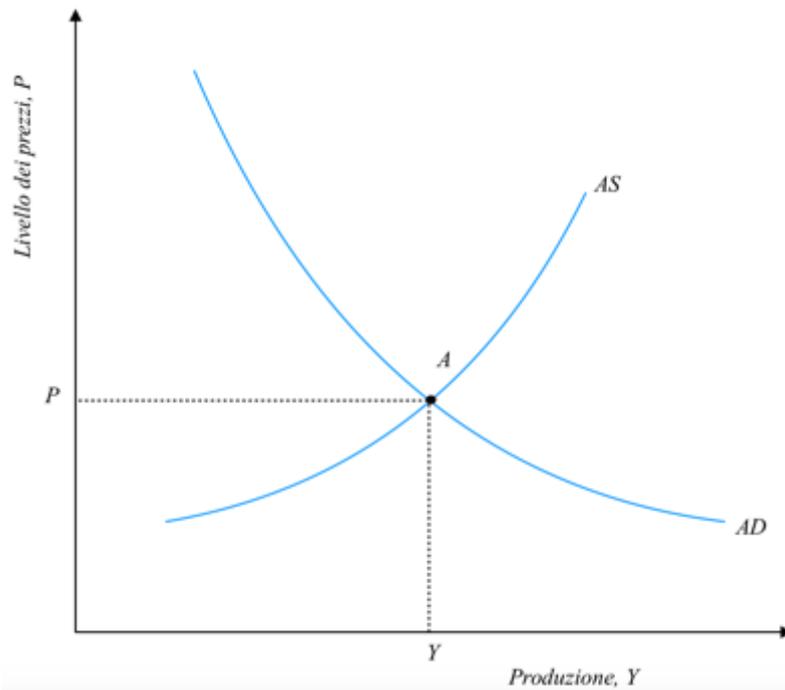


Figura 1.2.3.1: rappresentazione grafica del modello AS-AD (nel breve periodo).

1.3 Prima formulazione della curva di Phillips

Come si è già detto, l'offerta aggregata può essere riscritta come una relazione tra inflazione, inflazione attesa e tasso di disoccupazione. Quindi partendo dall'equazione:

$$P = (1 + \mu)P^e F(u, z)$$

Si assume per F una forma funzionale specifica:

$$F(u, z) = e^{-\alpha u + z}$$

Attraverso questa funzione si mette in evidenza che più elevato sarà il tasso di disoccupazione tanto minore sarà il salario e quanto maggiore sarà z tanto maggiore sarà il salario.

Si sostituisce poi la funzione F con la forma specifica indicata nell'offerta aggregata:

$$P = (1 + \mu)P^e e^{-\alpha u + z}$$

Si considera poi il logaritmo dell'equazione ottenuta:

$$\log P = \log P^e + \log(1 + \mu) - \alpha u + z$$

Si sottrae il termine $\log P_{-1}$ da entrambi i lati dell'equazione e si ottiene:

$$\log P - \log P_{-1} = \log P^e - \log P_{-1} + \log(1 + \mu) - \alpha u + z$$

L'equazione quindi può essere riscritta come segue:

$$\pi = \pi^e + (\mu + z) - \alpha u$$

E quindi si avrà che $\pi = \log P - \log P_{-1}$, $\pi^e = \log P^e - \log P_{-1}$ e $(1 + \mu) \approx \mu$ essendo il valore del *markup* molto piccolo.

Dall'ultima equazione è possibile dedurre una serie di effetti: primo, un aumento dell'inflazione attesa π^e comporta un aumento dell'inflazione effettiva π ; secondo, data l'inflazione attesa π^e , un aumento del *markup* μ , scelto dalle imprese, o di altri fattori che influiscono sulla determinazione dei salari z , causano un incremento dell'inflazione π ; terzo, data l'inflazione attesa π^e , un aumento del tasso di disoccupazione u porta ad una riduzione dell'inflazione π .

Quindi è possibile riscrivere l'equazione di offerta aggregata in termini di inflazione, inflazione attesa e tasso di disoccupazione riferite ad un anno t :

$$\pi_t = \pi^e_t + (\mu + z) - \alpha u_t$$

Inoltre nel caso del *markup* e di z non vengono utilizzati gli indici temporali perché sono considerate costanti.

La curva di offerta aggregata espressa in questi termini corrisponde alla prima formulazione della curva di Phillips che considera un tasso medio di inflazione passato pari a zero, quindi ci si aspetterà un'inflazione nulla anche nell'anno successivo, si assume che $\pi^e_t = 0$.

Tale equazione corrisponde alla relazione negativa esistente tra disoccupazione e inflazione rilevata da Phillips sulla base dei dati a disposizione relativi al Regno Unito e da Samuelson e Solow per quanto riguarda gli Stati Uniti. Se i prezzi attesi sono dati, perché i lavoratori li considerano pari a quelli dell'anno precedente, una disoccupazione ridotta ha come conseguenza dei salari nominali più elevati e questi si riflettono in prezzi maggiori. Quindi una minore disoccupazione comporta prezzi maggiori quest'anno rispetto all'anno precedente, cioè un'inflazione più elevata. Questo meccanismo prende il nome di spirale prezzi-salari che si concretizza nel seguente processo: ad un incremento del salario nominale le imprese aumentano i loro prezzi e quindi il livello dei prezzi aumenta; a sua volta l'incremento del livello dei prezzi in vista della determinazione dei salari, fa sì che i lavoratori chiedano un salario nominale più elevato; ne risulta che un salario nominale più elevato a sua volta spinge le imprese ad applicare prezzi più elevati, quindi il livello dei prezzi aumenta ulteriormente; ne consegue che i lavoratori chiedono un ulteriore incremento del salario nominale. Una bassa disoccupazione farà aumentare il salario nominale e in questo modo il ricorrersi tra prezzi e salari ha come risultato l'inflazione dei prezzi e dei salari.

1.4 Formulazioni successive

Nel corso degli anni sessanta gli Stati Uniti adottarono una politica macroeconomica finalizzata a mantenere tassi di disoccupazione compatibili con un'inflazione contenuta. È possibile dire che nel corso di quegli anni l'economia statunitense si è spostata lungo la curva di Phillips, infatti la relazione negativa tra inflazione e disoccupazione era rispettata, tra il 1961 e il 1969 il tasso di disoccupazione si ridusse passando dal 6,8 al 3,4%, mentre il tasso di inflazione aumentò costantemente passando dal 1 al 5,5%.

Ma a partire dal 1970 la relazione tra inflazione e disoccupazione è venuta meno. La scomparsa della curva di Phillips originaria è riconducibile a due fattori: il primo è dato dall'incremento del prezzo del petrolio dovuto ai due *shock* petroliferi verificatesi in corrispondenza degli anni 1973-75 e 1979, l'aumento dei costi di produzione (non da lavoro) ha avuto come conseguenza l'incremento dei prezzi rispetto ai salari da parte delle imprese, si è tradotto quindi in un incremento del *markup* (μ) che ha fatto aumentare l'inflazione; una seconda ragione è legata al fatto che i lavoratori e le imprese modificano il proprio modo di formare le aspettative, infatti nel caso in cui in un anno si verifichi un'inflazione elevata questo viene interpretato come un chiaro segnale che si verifichi un'inflazione altrettanto elevata l'anno seguente. Quindi dagli anni settanta il persistere di un'inflazione elevata spinse i lavoratori e le imprese a rivedere le proprie aspettative, infatti se l'inflazione è particolarmente elevata anno dopo anno non è possibile aspettarsi che il livello futuro dei prezzi sia uguale a quello corrente, questo equivarrebbe ad aspettarsi che l'inflazione sia pari a zero, ciò sarebbe un errore.

Per questo motivo si iniziò a tenere conto di un'inflazione positiva e persistente e le aspettative iniziarono appunto ad incorporare la presenza dell'inflazione. Il nuovo meccanismo per la formazione delle aspettative modificò la natura stessa della relazione tra disoccupazione e inflazione.

Allora si ipotizza che le aspettative si formino in base alla relazione seguente: $\pi_t^e = \theta\pi_{t-1}$, il valore del parametro θ evidenzia l'effetto del tasso di inflazione dall'anno precedente sul tasso di inflazione dell'anno corrente.

Maggiore è il valore del parametro θ tanto più π_{t-1} spinge i lavoratori a rivedere le proprie aspettative sull'inflazione futura, e quindi tanto maggiore sarà π_t^e . Di conseguenza è possibile interpretare quello che si è verificato dal 1970 come un progressivo incremento del parametro θ .

Fino a quando l'inflazione è stata ridotta lavoratori ed imprese non consideravano l'inflazione passata ma assumevano che il livello corrente dei prezzi fosse uguale a quello passato, quindi nel periodo in cui Samuelson e Solow effettuarono i loro studi, il valore del parametro θ ha assunto dei valori molto vicini allo zero come quelli dell'inflazione attesa ($\pi^e_t = 0$).

Invece nel momento in cui l'inflazione è aumentata, lavoratori ed imprese hanno modificato il loro modo di formare le aspettative. Quindi iniziarono ad assumere che, nel caso in cui nell'anno precedente l'inflazione fosse stata molto elevata, allora sarebbe stata tale anche nell'anno corrente, perché il parametro θ , che riflette l'effetto del tasso di inflazione passato su quello atteso, aveva iniziato ad aumentare costantemente.

A partire dagli anni settanta le persone incominciarono ad assumere che il valore dell'inflazione corrente sarebbe stato uguale a quello passato, così il parametro θ è diventato uguale ad uno.

Per analizzare gli effetti di diversi valori del parametro θ sulla relazione tra inflazione e disoccupazione riconsideriamo la relazione indicata in precedenza:

$$\pi_t = \pi^e_t + (\mu + z) - \alpha u_t \quad \text{con} \quad \pi^e_t = \theta \pi_{t-1}$$

$$\pi_t = \theta \pi_{t-1} + (\mu + z) - \alpha u_t$$

Nel caso in cui il parametro θ risulti essere uguale a zero si ottiene la curva di Phillips originaria:

$$\pi_t = (\mu + z) - \alpha u_t$$

Invece quando il parametro assume un valore maggiore di zero, il tasso di inflazione non dipenderà solo dal tasso di disoccupazione ma anche dall'inflazione verificatasi nell'anno precedente:

$$\pi_t = \theta \pi_{t-1} + (\mu + z) - \alpha u_t$$

Nel caso in cui invece il parametro θ risulti uguale ad uno, allora l'equazione di offerta aggregata diventa:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (\mu + z) - \alpha u_t$$

Quest'equazione mostra una relazione negativa tra la variazione del tasso di inflazione e la disoccupazione.

Quindi quando θ è uguale ad uno, il tasso di disoccupazione non influenza l'inflazione ma la sua variazione ($\pi_t - \pi_{t-1}$), una disoccupazione elevata comporta una variazione dell'inflazione negativa (decrescente), mentre una disoccupazione ridotta comporta una variazione dell'inflazione positiva (crescente).

Perciò quando negli anni settanta il valore del parametro è passato da zero ad uno la curva di Phillips originaria ha perso di validità ed è stata sostituita dalla curva di Phillips corretta per le aspettative, detta anche curva di Phillips accelerata.

1.5 Il tasso naturale di disoccupazione e la curva di Phillips

C'è un legame tra la curva di Phillips e il concetto di tasso naturale di disoccupazione, nella curva originaria non era incluso il tasso naturale di disoccupazione.

Verso la fine degli anni sessanta quando la curva di Phillips originaria non aveva ancora perso la sua validità, due economisti Milton Friedman ed Edmund Phelps studiarono il *trade-off* esistente inflazione e disoccupazione. Questi due studiosi sostenevano che ci potesse essere questo *trade-off* solo nel caso in cui l'inflazione venisse sottostimata nella determinazione dei salari, ma una situazione simile non poteva protrarsi a lungo. Inoltre reputavano che se il governo avesse deciso di optare per un'occupazione elevata, cosa che avrebbe scaturito una maggiore inflazione, il *trade-off* sarebbe scomparso e la disoccupazione non sarebbe scesa al di sotto di un determinato livello detto "tasso naturale di disoccupazione".

Il tasso naturale di disoccupazione è quel tasso in corrispondenza del quale il livello effettivo dei prezzi è pari a livello atteso, in pratica è quel tasso che fa sì che l'inflazione effettiva sia pari a quella attesa. Il tasso di disoccupazione naturale viene indicato con u_n e vale la condizione $\pi_t = \pi_t^e$ quindi partendo sempre dalla curva di Phillips corretta per le aspettative si ottiene:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t$$

$$0 = (\mu + z) - \alpha u_n$$

E il tasso naturale di disoccupazione risulta essere:

$$u_n = \frac{\mu + z}{\alpha}$$

Quindi il tasso naturale di disoccupazione dipende positivamente dal *markup* e dalla variabile z , ma negativamente dal parametro α che esprime di quanto varia l'inflazione a seguito di una variazione della disoccupazione.

Definito il tasso di disoccupazione, si ricava dal tasso di disoccupazione il valore di $(\mu + z) = \alpha u_n$ e si sostituisce nella curva di Phillips corretta per le aspettative:

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n)$$

Se il meccanismo di formazione delle aspettative assunto è $\pi^e_t = \theta\pi_{t-1}$ esso è di “tipo adattivo”, ovvero gli operatori prevedono un futuro simile a quello del periodo precedente) e θ risulta essere uguale ad uno si ottiene che:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n)$$

Se $\theta = 0$ allora ci si attende un’inflazione nulla ($\pi^e_t = 0$), se $0 < \theta < 1$ ci si attende un’inflazione decrescente ($\pi^e_t < \pi_{t-1}$) e se $\theta > 1$ un’inflazione crescente ($\pi^e_t > \pi_{t-1}$). Nel caso in cui $u_t > u_n$ allora l’inflazione si riduce, invece nel caso in cui $u_t < u_n$ l’inflazione aumenta, u_n è il tasso di disoccupazione che mantiene costante l’inflazione e per questo motivo è detto tasso di disoccupazione non inflazionistico o NAIRU (*Non accelerating inflation rate of unemployment*).

Quindi questa nuova versione della curva di Phillips viene interpretata come una relazione tra il tasso effettivo di disoccupazione (u_t), il NAIRU e la variazione relativa al tasso di inflazione ($\pi_t - \pi_{t-1}$).

La relazione tra inflazione e disoccupazione varia nel tempo ed anche in riferimento a diversi paesi, infatti in base alla diversa realtà considerata e all’effetto di tutti i fattori illustrati in precedenza (*markup, z, α*) il tasso naturale di disoccupazione varierà da paese a paese.

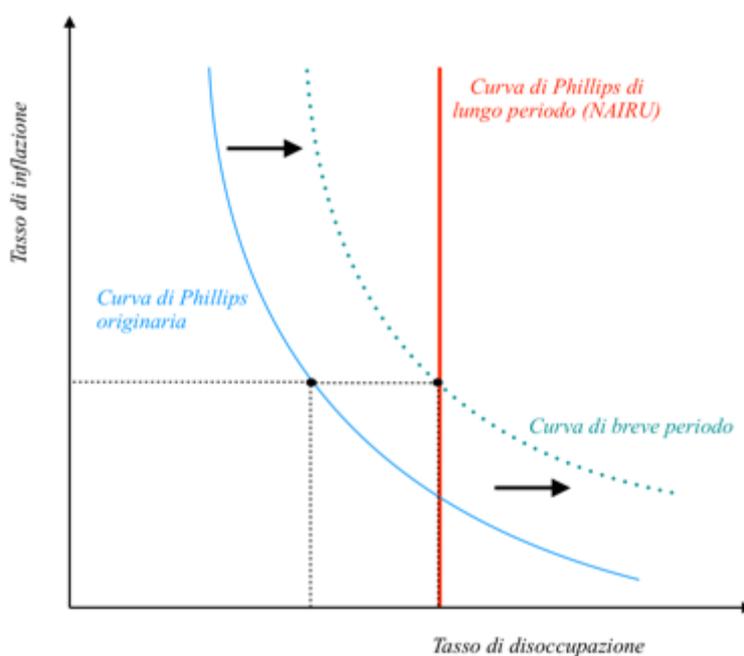


Figura 1.5.1: Evoluzione della curva di Phillips nel tempo.

Le variazioni del NAIRU sono difficili da misurare e questo è legato al fatto che è possibile misurare il tasso effettivo di disoccupazione ma non quello naturale, però è

possibile andare a definire l'andamento del tasso naturale di disoccupazione osservando i tassi medi di disoccupazione.

Negli anni settanta la curva di Phillips statunitense ha subito delle modifiche perché l'inflazione era diventata sempre più persistente, inoltre è cambiato il modo in cui le imprese e i lavoratori formano le aspettative, di conseguenza la relazione tra inflazione e disoccupazione varia in base al livello e alla persistenza dell'inflazione.

Se il tasso di inflazione risulta essere particolarmente elevato allora i lavoratori e le imprese saranno meno propensi a firmare contratti che fissano i salari nominali nel lungo periodo, infatti se l'inflazione risultasse più elevata di quanto previsto i salari reali si abbasserebbero e i lavoratori perderebbero potere d'acquisto; nel caso in cui invece l'inflazione si riducesse a dispetto delle aspettative, si verificherebbe un effetto contrario, i salari nominali aumenterebbero e i lavoratori guadagnerebbero potere d'acquisto e le imprese potrebbero non essere in grado di pagare i lavoratori e quindi fallirebbero. Quindi le contrattazioni salariali varieranno al variare del livello di inflazione, i salari nominali vengono fissati per periodi di tempo brevi, fino ad un anno o ad un mese, e il meccanismo utilizzato è quello di indicizzazione dei salari che adegua automaticamente i salari all'inflazione.

Nel breve periodo viene confermato il *trade-off* tra il tasso di inflazione e il tasso di disoccupazione, ma la curva di Phillips risulta essere comunque inefficace nel cercare di prevedere gli andamenti futuri e questo è dovuto alla variazione delle aspettative sull'inflazione.

Nel lungo periodo invece la validità della curva di Phillips non viene confermata, perché l'inflazione è una variabile indipendente rispetto al tasso di disoccupazione, infatti nel lungo periodo come è possibile vedere in *Figura 1.5.1* la curva di Phillips corrisponde ad una retta verticale parallela all'asse delle y .

Questo viene confermato anche da Milton Friedman ed Edmund Phelps (1968) i quali evidenziarono che il *trade-off* tra inflazione e disoccupazione fosse solo un'illusione, o meglio confermarono l'esistenza di un *trade-off* temporaneo tra le due variabili ma non permanente nel tempo. Inoltre se il governo avesse deciso di favorire l'occupazione accettando un'inflazione più elevata il *trade-off* ad un certo punto sarebbe scomparso e il tasso di disoccupazione non avrebbe potuto essere più basso di un certo livello, il tasso di disoccupazione naturale.

Friedman fece anche una sua personale previsione relativamente alla durata di questo *trade-off* basandosi su dati storici e disse che sarebbe durato dai due ai cinque anni, e

sarebbero serviti alcuni decenni affinché ci fosse l'aggiustamento completo al nuovo tasso di inflazione, in seguito infatti la curva di Phillips iniziò a scomparire.

1.6 Inflazione elevata, deflazione e disinflazione

Quando negli anni settanta la curva di Phillips statunitense si è modificata, l'inflazione è diventata più pressante ed anche il meccanismo di formazione delle aspettative da parte di coloro che fissano i salari ha subito alcune modifiche. Il punto fondamentale risiede nel fatto che la relazione tra inflazione e disoccupazione dipende dalle variazioni e dall'incidenza dell'inflazione.

Nei periodi in cui l'inflazione è particolarmente elevata, esse tende ad essere anche più variabile, per questo motivo sia i lavoratori che le imprese sono restii a firmare dei contratti di lavoro che fissano i salari nominali nel lungo periodo perché se si verificasse un'inflazione più alta di quanto previsto allora i salari reali si abbasserebbero e si ridurrebbe il potere d'acquisto dei lavoratori. Mentre se si verificasse un'inflazione più bassa allora i salari diventerebbero più elevati e le imprese potrebbero avere dei problemi a pagare i salari dei lavoratori e rischierebbero il fallimento. Per questi motivi i salari nominali vengono fissati per periodi più brevi e quindi l'indicizzazione dei salari è una condizione fondamentale.

Invece quando l'inflazione è negativa, ovvero quando si verifica il fenomeno di deflazione, la curva di Phillips non risulta essere più valida, una ragione potrebbe risiedere nel fatto che i lavoratori potrebbero non essere disposti ad accettare una riduzione del loro salario nominali. Potrebbero inoltre accettare anche se indirettamente riduzioni del loro salario reale a seguito di un aumento dell'inflazione più rapido rispetto a salari nominali maggiori. Di conseguenza si può dire che la curva di Phillips rischia di scomparire in un'economia caratterizzata da un'inflazione pari a zero.

La disinflazione, ovvero una riduzione del tasso di inflazione, si verifica solo attraverso un incremento del tasso di disoccupazione e questo avviene in base alla curva di Phillips:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n)$$

Per far in modo che l'inflazione si riduca il termine $(u_t - u_n)$ dovrà essere positivo e quindi $u_t > u_n$.

L'incremento di disoccupazione per andare a ridurre l'inflazione non dipende dalla velocità con cui avviene l'aumento, l'obiettivo di disinflazione può essere raggiunto rapidamente, e quindi questo si tradurrebbe in un'elevata disoccupazione per pochi anni,

o in alternativa più lentamente con un aumento del tasso di disoccupazione più contenuto per più anni.

1.7 La critica di Lucas

Robert Lucas (1995) sottolineò che, cercando di prevedere gli effetti derivanti dall'adozione di una diversa politica economica, si potrebbe cadere in errore e far riferimento a relazioni basate su dati passati. In riferimento alla curva di *Phillips* egli sostiene che considerare come data tale relazione ($\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n)$) equivale a dire che chi fissa i salari si aspetta un'inflazione futura pari a quella passata, e cioè equivale a sostenere che il cambiamento della politica economica non influisce sul meccanismo di formazione delle aspettative.

Nel caso in cui chi si occupa della fissazione dei salari adotti un meccanismo di formazione delle aspettative sull'inflazione basato sui valori dell'inflazione osservata nell'anno precedente, l'unica alternativa possibile per ridurre l'inflazione sarebbe quella di accettare una disoccupazione maggiore per un determinato periodo di tempo.

Invece se ci si aspetta che l'inflazione sia più bassa di prima allora si ridurrebbero le aspettative sulla stessa, e questo andrebbe a ridurre l'inflazione effettiva ma a differenza del caso precedente non sarebbe necessario un incremento della disoccupazione.

Lucas e Sargent non ritenevano che potesse verificarsi una riduzione dell'inflazione senza un aumento della disoccupazione, nello specifico Sargent sosteneva che però questo aumento potesse essere contenuto e che la chiave per raggiungere la disinflazione fosse la credibilità della politica monetaria. La credibilità consiste nella certezza da parte di chi fissa i salari che la banca centrale abbia come principale obiettivo quello di ridurre l'inflazione, infatti la credibilità fa sì che cambi il meccanismo di formazione delle aspettative di coloro che fissano i salari, inoltre ancora più credibile sarà l'adozione da parte delle autorità di una manovra che permetta di raggiungere l'obiettivo in tempi più rapidi.

Alla base delle teorie di Lucas e Sargent non c'erano più le aspettative adattive, in base alle quali l'inflazione attesa era posta pari al valore dell'inflazione passata ($\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_t^e$), ma le aspettative razionali, che invece facevano riferimento a tutta l'informazione disponibile ($\pi_t^e = E(\pi_t | \Omega_{t-1}) = E(\pi_t)$), quindi anche quella riguardante le politiche adottate dalle autorità.

È proprio il ruolo riconosciuto alle aspettative razionali che mise in dubbio la teoria Keynesiana.

1.8 Le rigidità nominali

In contrapposizione alla teoria di Lucas e Sargent, Stanley Fischer e John Taylor elaborarono delle teorie con alla base il concetto di rigidità nominali, con il quale si fa riferimento al fatto che salari e prezzi sono fissati in termini nominali per un dato periodo di tempo e che non vengono immediatamente corretti a seguito dell'adozione di una nuova politica economica.

Fischer sosteneva che nel caso in cui ci fosse stata credibilità se il tasso di crescita della moneta si fosse ridotto troppo velocemente questo avrebbe fatto aumentare notevolmente la disoccupazione, quindi nel caso in cui si fosse adottata una manovra disinflazionistica questa avrebbe dovuto essere annunciata preventivamente affinché i salari potessero essere fissati alla luce della nuova politica monetaria.

Taylor partì invece, da una caratteristica dei contratti di lavoro i quali non vengono conclusi tutti nello stesso istante ma vengono scaglionati nel tempo e quindi nel caso in cui l'obiettivo fosse quello di ridurre l'inflazione cercando di contenere l'aumento della disoccupazione sarebbe necessario procedere con la disinflazione in modo prudente. Per questi motivi la banca centrale dovrebbe procedere lentamente a ridurre l'inflazione in modo tale che chi fissa i salari possa considerare i cambiamenti che hanno interessato la politica economica.

Capitolo 2

Teorie e letteratura

2.1 Il concetto di politica monetaria, breve *excursus* storico

Il concetto di politica monetaria è molto recente, le banche centrali hanno da sempre il compito di gestire la moneta anche se il loro ruolo è cambiato nel corso del tempo. Alcune banche centrali hanno avuto origine diversi secoli fa come la Banca d'Inghilterra (1694), altre invece sono nate in tempi più recenti come la *Federal Reserve* (Fed, 1914) negli Stati Uniti e la Banca Centrale Europea (Bce, 1998).

Oggi le banche centrali adottano decisioni di politica monetaria e implementano strategie complesse, quindi non si limitano più a prendere decisioni riguardanti esclusivamente le emissioni di moneta.

Il concetto di politica monetaria si è affermato in seguito all'iperinflazione che ha caratterizzato gli anni venti e la Grande Depressione che è stata protagonista degli anni trenta.

Come illustrano Friedman e Schwartz (1971) dopo la nascita della *Federal Reserve* gli anni dal 1921 al 1929 negli Stati Uniti furono caratterizzati da una crescita abbastanza rapida, lo sviluppo nell'industria e nel mondo della finanza cambiò completamente il ruolo delle banche. In questo decennio l'affermarsi dell'uso dell'automobile, il declino dell'importanza dell'agricoltura e l'aumento delle dimensioni delle imprese impoverì le piccole banche e ne favorì il fallimento. Tutto ciò portò le banche centrali per la prima volta ad adottare delle azioni volte a favorire la stabilità economica interna, e allo stesso tempo a preservare l'equilibrio dei pagamenti internazionali e a prevenire, o a cercare di contenere, le crisi finanziarie.

Il declino che caratterizzò gli anni 1920-21 fu seguito da un periodo di crescita costante interrotto in due momenti da due brevi recessioni: una prima recessione che caratterizzò il periodo dal maggio del 1923 a luglio 1924 e una seconda iniziata nell'ottobre del 1926 e finita nel novembre del 1927.

La crisi scoppiata il 24 ottobre del 1929 ("il giovedì nero") nota come crollo di *Wall Street* o Grande Depressione fu una grande crisi economica e finanziaria, scoppiata prima negli Stati Uniti ma poi estesasi anche in Europa, che scombussolò l'intera economia ed ebbe ripercussioni per tutto il decennio successivo.

In tutti i paesi si assistette ad una riduzione dei salari, ad un brusco crollo della produzione, seguito a ruota da una riduzione dei prezzi, cali in borsa, fallimenti e chiusura di industrie ed anche da un incremento della disoccupazione, vennero quindi adottate delle politiche deflazionistiche.

Negli Stati Uniti l'azione del presidente repubblicano Hoover non fu incisiva, alle elezioni che si tennero nel 1933 Hoover venne sostituito da Roosevelt membro del partito democratico, che presentò agli americani il *New Deal*. Questo programma si ispirava alle idee di Keynes e per ridurre la disoccupazione il governo promosse la costruzione di opere pubbliche, concedendo anche sussidi agli agricoltori in modo tale da evitare un calo dei prezzi, e inoltre questa politica venne finanziata attraverso l'aumento del debito pubblico. La crisi non toccò l'URSS che aveva adottato il piano quinquennale e neanche il Giappone e i paesi scandinavi.

Nonostante tutto la politica monetaria rimase sempre in secondo piano rispetto alla politica fiscale almeno fino agli anni settanta, quando emerse che le banche centrali con le loro decisioni erano state le responsabili dell'aumento dell'inflazione. Quindi il principale obiettivo delle banche centrali da quel momento divenne quello di ridurre l'inflazione.

Un'immediata conseguenza degli errori di politica monetaria che hanno caratterizzato gli anni settanta risiede nel fatto che molte banche centrali si sono rese indipendenti nonostante che questo avrebbe dovuto favorire il raggiungimento della stabilità dei prezzi con più facilità, la prima è stata la Bundesbank in Germania già nel 1948 con il fine di evitare il possibile ripetersi dell'iperinflazione che aveva caratterizzato gli anni venti. Altre banche centrali seguirono questa via intorno agli anni ottanta e novanta, fatta eccezione per la Fed e per la Banca del Giappone.

Negli anni novanta l'idea ampiamente diffusa era che la politica monetaria avesse come obiettivo principale proprio la stabilità dei prezzi, ma c'erano delle difficoltà nel definire

questo fine nel mandato delle banche centrali ed anche su quale fosse il livello di inflazione ottimale.

C'erano delle differenze dal punto di vista operativo tra le banche centrali, anche per quanto riguardava il rapporto con il governo e con il parlamento e le strategie di comunicazione al pubblico. Uno degli aspetti più rilevanti è legato all'evoluzione delle strategie adottate dalle banche centrali e la crescente importanza delle comunicazioni al pubblico, infatti l'efficacia delle manovre di politica monetaria dipende in modo cruciale dalla capacità delle banche centrali di fare degli annunci credibili al pubblico e di ancorare le aspettative.

Dal 2007 le banche centrali hanno svolto un ruolo sempre più strategico per fronteggiare la crisi, nello specifico hanno ristabilito la fiducia nel mercato interbancario fornendo liquidità a quelle banche che avevano avuto difficoltà a rifinanziarsi.

La crisi di liquidità, che ha caratterizzato il periodo 2007-2010, si verificò a seguito del brusco crollo che caratterizzò il mercato immobiliare americano, il problema partì dai mutui *subprime*, ovvero da quei mutui di bassa qualità garantiti da un'ipoteca su immobili acquistati da famiglie americane povere o indebitate, di conseguenza questo si tradusse in un clima di diffidenza generale nei mercati degli Stati Uniti ed anche in Europa.

La trasmissione della crisi dal mercato immobiliare a quello interbancario è legata al fatto che negli anni duemila molte banche, europee ed americane, avevano creato gli *structured investment vehicles* e i *conduits* e queste entità emettevano prestiti a famiglie e alle imprese finanziandosi attraverso l'emissione di titoli di credito a breve termine, ma la caduta dei prezzi degli immobili ha diminuito il loro valore dell'attivo. Allo stesso tempo le banche dubitando della situazione finanziaria dei soggetti affidati diventavano sempre meno inclini a prestare sul mercato interbancario e trattenevano la propria liquidità. Il clima di diffidenza causò nelle banche un deterioramento della percezione del rischio di controparte che unito ad elevati costi di finanziamento a breve termine si tradusse in una contrazione del credito sul mercato interbancario.

Le banche centrali manifestarono la loro disponibilità a concedere credito a breve termine al sistema bancario per evitare che la liquidità in circolazione non fosse sufficiente e adottarono il *qualitative easing*, basato sulla sostituzione di crediti privati nell'attivo con titoli pubblici e ritirando la liquidità con maturità più lontana. Questo tipo di sostituzione, detta "di sterilizzazione", aveva il fine di evitare ripercussioni sulla politica monetaria dovute a operazioni di fornitura di liquidità, in modo tale che queste operazioni risultassero essere compatibili con la stabilità dei prezzi.

In seguito però le banche centrali dovettero aumentare l'ammontare dei propri prestiti ampliando la dimensione del proprio bilancio e in questo caso adottarono il *quantitative easing*. Il funzionamento del mercato interbancario si è stabilizzato negli Stati Uniti dal 2009, al contrario in Europa il processo è stato più lento e questo è legato alla crisi dei debiti sovrani.

2.2 Il ruolo delle banche centrali

Nonostante gli obiettivi macroeconomici di politica monetaria assumano una rilevanza particolare, le banche centrali svolgono anche altre funzioni. All'inizio la banca centrale è stata il banchiere dello stato, poi è diventata la "banca delle banche" con la funzione di garantire la compensazione dei pagamenti interbancari e di fornire la liquidità al settore bancario.

La banca centrale ha alcune funzioni più tecniche come: la vigilanza sul sistema dei pagamenti, la realizzazione di statistiche sulla moneta e sulla bilancia dei pagamenti ed anche la stampa della moneta. Altre funzioni, meno tecniche, riguardano: l'essere prestatore di ultima istanza per quelle realtà finanziarie che fronteggiano situazioni temporanee di difficoltà a finanziarsi, quella di essere garante della stabilità finanziaria e di avere obiettivi finalizzati al perseguimento della stabilità dei prezzi, della stabilità del tasso di cambio e dell'*output*.

La stabilità dei prezzi è il principale obiettivo perseguito dalle banche centrali, le decisioni inerenti l'inflazione vengono affidate alle banche perché fungono da garanti del valore della moneta che decidono di emettere e come sosteneva Friedman "l'inflazione è sempre e ovunque un fenomeno monetario", ovvero c'è una relazione tra la moneta in circolazione e l'inflazione, questa è stata l'idea alla base delle teorie monetariste. Quindi per raggiungere la stabilità dei prezzi lo strumento principale di cui si serviranno le banche centrali sarà la politica monetaria che terrà sotto controllo la quantità di moneta in circolazione.

Per quanto riguarda invece la stabilità del tasso di cambio, molti paesi europei fino agli anni novanta fissavano il tasso di cambio nominale ("ancoraggio nominale esterno") per controllare i prezzi, dopo il crollo del blocco sovietico anche paesi in via di sviluppo adottarono questa politica perché il tasso di cambio era più facilmente osservabile rispetto all'inflazione che poteva essere manipolata dalle autorità. Oggi pochi paesi in Europa continuano a fissare il tasso di cambio nominale, in paesi di piccole dimensioni

l'ancoraggio esterno tende a coincidere con l'obiettivo di stabilità dei prezzi perché i prodotti che vengono importati costituiscono una parte rilevante all'interno dell'indice dei prezzi.

La stabilità finanziaria come obiettivo consiste nel garantire il funzionamento delle istituzioni finanziarie e dei mercati, questo obiettivo viene perseguito, anche se non è presente in modo esplicito nel mandato delle banche centrali, per garantire il raggiungimento degli altri obiettivi.

Gli obiettivi che le banche centrali cercano di raggiungere, la stabilità dei prezzi, del tasso di cambio, dell'*output* vicino al livello potenziale e la stabilità finanziaria non vengono perseguiti da tutte le banche centrali, non tutti sono inclusi nel mandato, ma l'unico obiettivo condiviso è quello della stabilità finanziaria.

Ad esempio la Fed persegue la stabilità dei prezzi, la stabilità dell'*output* alla quale viene riconosciuta la stessa importanza e la stabilità finanziaria se coerente con l'obiettivo di stabilità dei prezzi, non persegue invece la stabilità dei tassi di interesse anche se il tasso di cambio è comunque uno dei pilastri di politica monetaria.

Per quanto riguarda la Bce anch'essa persegue l'obiettivo di stabilità dei prezzi, e gli obiettivi di stabilità dell'*output* e della stabilità finanziaria se coerenti con l'obiettivo principale, ma non persegue la stabilità del tasso di cambio anche se può intervenire nel mercato valutario.

Per la Banca d'Inghilterra la stabilità dei prezzi è un obiettivo definito dal governo, non cerca di raggiungere la stabilità del tasso di cambio, persegue l'obiettivo di stabilità dell'*output* se coerente con l'obiettivo di stabilità dei prezzi e l'obiettivo di stabilità finanziaria.

Infine per quanto riguarda la banca del Giappone essa persegue la stabilità dei prezzi e la stabilità finanziaria, ma non la stabilità del tasso di cambio e dell'*output*.

Inoltre le banche centrali hanno il privilegio di stampare moneta, banconote, monete metalliche e moneta strutturale, la quale consiste in depositi che le banche commerciali hanno presso la banca centrale. Però l'emissione di banconote non è l'attività principale di una banca, un'attività molto più importante è quella di fornire liquidità alle altre banche, a questo proposito si distinguono due tipi di liquidità: la liquidità di mercato, definita come la possibilità di vendere facilmente attività finanziarie senza modificarne significativamente il prezzo; e la liquidità di finanziamento, la quale indica la facilità con la quale un'istituzione solvibile può onorare i propri debiti alla scadenza.

Questi due tipi di liquidità sono interdipendenti e difficili da misurare, la banca centrale vigila per garantire la liquidità delle banche a patto che queste si dimostrino solvibili, in caso contrario se non avessero a disposizione sufficiente capitale, il mercato o i governi dovrebbero fornirlo.

Le banche si prestano capitale a breve e brevissimo termine sul mercato monetario (o mercato interbancario), e l'equilibrio globale fra domanda e offerta di liquidità non è lasciato esclusivamente nelle mani del mercato. Infatti l'intervento della banca centrale è fondamentale per garantire il prezzo della liquidità, ovvero il tasso di interesse a breve termine. Le variazioni dipendono dall'entrata e dall'uscita di capitali dal paese, dai movimenti che riguardano le banconote e le monete metalliche, i depositi bancari e dai prelievi/depositi del tesoro presso la banca centrale.

Le banche in qualsiasi momento possono fare affidamento sulla banca centrale per avere a disposizione della liquidità e la banca centrale può intervenire quando lo ritiene opportuno per correggere eventuali eccessi o insufficienze di liquidità. Questo garantisce allo stesso tempo la continuità del sistema dei pagamenti e la stabilità dei tassi d'interesse a breve termine intorno ad un tasso prefissato dalla banca centrale.

La banca centrale può anche influenzare il comportamento delle banche imponendo di conservare parte dei depositi pubblici su un conto aperto dalle banche presso di lei, si tratta di riserve obbligatorie che non vengono imposte proprio da tutti i paesi, ad esempio il Regno Unito, il Canada e la Svezia le hanno eliminate, mentre la Bce le ha mantenute ma con un coefficiente molto basso. Al contrario la banca centrale cinese ha adottato una riserva obbligatoria elevata soprattutto tra il 2004 e il 2011 con l'obiettivo di limitare la creazione di moneta da parte del sistema bancario.

Gli altri strumenti a disposizione della Bce oltre alle riserve obbligatorie sono: le *due permanent facilities*, alle quali è possibile accedere senza alcun limite e sono finalizzate ad assicurare la liquidità in situazioni di difficoltà e fissano un limite superiore ed inferiore al tasso di interesse di brevissimo tempo; le operazioni principali di rifinanziamento (*main refinancing operations*) ed anche operazioni di rifinanziamento a lungo termine; ed infine strumenti detti "non convenzionali" che hanno avuto origine nel 2010 come risposta alla crisi scoppiata nel 2007, l'obiettivo di questi strumenti è quello di preservare il canale di trasmissione della politica monetaria attraverso le banche e di ridurre il rischio a cui si espongono le banche per riattivare i prestiti sul mercato interbancario, inoltre altra funzione è quella di tenere bassi i tassi di interesse pagati dai governi nazionali su titoli del debito pubblico andando a ridurre il deficit di bilancio. Le

banche centrali europee possono inoltre concedere la cosiddetta *emergency liquidity assistance*, cioè possono prestare aiuto in casi di urgenza facendosi carico del rischio, a quelle banche che non riescono a rifinanziarsi sul mercato.

Deve inoltre essere considerato che in Europa le banche sono universali, cioè da una parte raccolgono i depositi del pubblico e finanziano le famiglie e le imprese e dall'altra intervengono operando attivamente sui mercati finanziari.

Negli Stati Uniti dopo la crisi del 1929 le due attività erano state separate e ben distinte, ma nel 1999 è stata autorizzata nuovamente la nascita di banche universali. Dopo la crisi finanziaria del 2007 con la pressione esercitata dall'ex governatore della Fed P. Volcker si è affermata l'idea di limitare l'attività dei gruppi bancari per quanto riguarda gli investimenti speculativi, ma non è stata imposta nuovamente una netta demarcazione tra le due attività.

Solitamente le banche si fanno credito nel mercato interbancario, e la banca centrale si limita ad influenzare il livello dei tassi di interesse, aumentando o riducendo la liquidità, ma è anche possibile che si verifichi un blocco del mercato interbancario e questo è legato al fatto che le banche che risultano essere in grado di prestare denaro non reputano affidabili i potenziali debitori o in alternativa perché le banche preferiscono avere una riserva di liquidità a disposizione nel caso in cui in futuro ci si trovi di fronte ad una scarsa liquidità.

Per quanto riguarda l'operato delle banche centrali in tutti i paesi le manovre di politica monetaria vengono attuate dalla banca centrale, alla fine degli anni ottanta solamente pochi paesi avevano delle banche centrali indipendenti, il numero è cresciuto notevolmente tra gli anni novanta e gli anni duemila. L'indipendenza della Fed è molto ridotta in quanto il Congresso può modificare il suo statuto e il suo mandato in qualsiasi momento, tra la Bce, la Banca d'Inghilterra e la Banca del Giappone la più indipendente risulta essere la Bce, la Banca d'Inghilterra gode invece di un'indipendenza operativa mentre la Banca del Giappone non è indipendente.

Un'altra questione che assume una certa rilevanza è quella relativa al coordinamento tra governo e *policy-mix*, ovvero tra politica fiscale e politica monetaria, la questione ha suscitato un ampio dibattito tra politici ed economisti. Ogni paese ha una sua tradizione, dal punto di vista della politica alcuni sostengono che il coordinamento indebolirebbe la banca centrale mentre altri sostengono che un coordinamento potrebbe essere preferibile. Dal punto di vista economico le banche centrali evidenziano che il coordinamento potrebbe funzionare solamente nel breve periodo e non a lungo termine, perché la politica

fiscale e quella monetaria non dialogano tra loro, la prima agisce sulle grandezze reali e la seconda su grandezze nominali. Quindi risulta preferibile che gli agenti di politica monetaria e fiscale svolgano il proprio ruolo al meglio per far in modo che le decisioni prese da entrambe vengano tenute in considerazione.

2.2.1 La neutralità della moneta nel lungo periodo

L'ipotesi di neutralità della moneta nel lungo periodo è stata avanzata già nel 1752 dal filosofo David Hume, il quale evidenziò che le grandezze reali non sono influenzate dalla moneta nel lungo termine, la quale influenza solo le variabili nominali, inoltre la neutralità della moneta non vale anche nel breve periodo.

Il concetto di neutralità della moneta può essere espresso attraverso il concetto di velocità di circolazione della moneta, che consiste nel rapporto tra *output* nominale e quantità della moneta, in pratica corrisponde al valore delle transazioni che ogni unità monetaria realizza ogni anno. Quindi l'ipotesi di neutralità della moneta equivale a considerare una velocità di circolazione costante e che l'*output* venga determinato dalla capacità di offerta di beni e servizi.

Oggi la politica monetaria si è allontanata dal controllo della quantità della moneta, ma l'ipotesi di neutralità nel lungo periodo rimane e giustifica le scelte relative al controllo dell'inflazione.

Il legame tra crescita monetaria e inflazione nel lungo periodo è stato dimostrato da numerosi studi empirici tra cui quello di McCandless e Weber (1995), ripreso anche da Lucas (1996).

Nello studio condotto nel 1995 i due economisti hanno analizzato in che misura variazioni relative alla crescita della moneta influiscono sul tasso di inflazione attraverso l'analisi della correlazione statistica tra queste variabili.

Nello svolgimento dell'analisi sono state fatte alcune scelte operative, è stata analizzata la correlazione di lungo periodo facendo riferimento ad una selezione trasversale di paesi ed è stata verificata la robustezza dei risultati ottenuti in base alla sensibilità nei confronti della scelta dei paesi inclusi.

Le correlazioni ottenute nel lungo periodo rivelano che: esiste un'alta correlazione (quasi pari all'unità) tra il tasso di crescita dell'offerta di moneta e il tasso di inflazione, ma non c'è correlazione tra il tasso di crescita della moneta e l'*output* reale e neanche tra l'inflazione e la crescita dell'*output*.

In precedenza sono stati realizzati altri studi con lo stesso obiettivo, ovvero quello di andare ad indagare le correlazioni di lungo periodo, ma ciò che contraddistingue quest'analisi dalle altre effettuate in precedenza risiede nel fatto che sono state considerate molteplici definizioni di moneta (*M0*, *M1* e *M2*) ed anche la robustezza dei risultati è legata alla scelta dei paesi inclusi nell'analisi inoltre è stato anche considerato un maggior numero di paesi per rendere il risultato dell'analisi del tutto indipendente dalle *policy rules*.

Lo studio si basa sui dati di 110 paesi relativi al periodo tra il 1960 e il 1990, nell'analisi sono stati considerati anche due sotto gruppi, *21 paesi dell'OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)* e *14 paesi dell'America Latina*.

Il fine è stato quello di indagare: la correlazione tra tasso di crescita della moneta e tasso di inflazione, la correlazione tra tasso di crescita della moneta e output reale e la correlazione tra inflazione e l'output reale.

- **Correlazione tra tasso di crescita della moneta e inflazione**

Come indicato nella *Figura 2.2.1.1* è emersa un'elevata correlazione tra tasso di crescita della moneta e l'inflazione per le diverse categorie di moneta (*M0* valuta più riserve bancarie, *M1* moneta utilizzata nelle transazioni, e *M2* moneta facilmente utilizzata o convertita per le transazioni), per ognuna delle tre definizioni è stato calcolato il coefficiente di correlazione tra il tasso di variazione della moneta e il tasso di variazione dei prezzi al consumo che risulta essere pari a 0,925 o superiore. Dalla tabella emerge che i tassi di crescita relativi a *M1* e *M2*, facendo quindi riferimento a definizioni di moneta più ampie, sono più correlati all'inflazione rispetto a *M0* che presenta valori leggermente inferiori.

Correlation Coefficients for Money Growth and Inflation*
Based on Data From 1960 to 1990

Sample	Coefficient for Each Definition of Money		
	M0	M1	M2
All 110 Countries	.925	.958	.950
Subsamples			
21 OECD Countries	.894	.940	.958
14 Latin American Countries	.973	.992	.993

* Inflation is defined as changes in a measure of consumer prices.
Source of basic data: International Monetary Fund

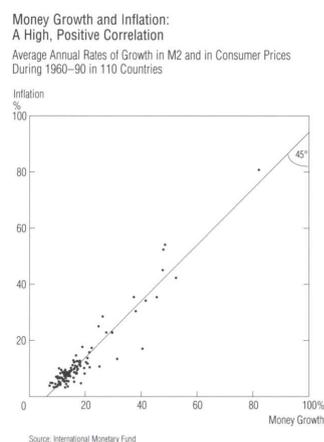


Figure 2.2.1.1 e 2.2.1.2: correlazione tra tasso di crescita della moneta e inflazione e grafico che mostra la correlazione positiva tra le due variabili.
Fonte: McCandless e Weber (1995).

Anche i valori del coefficiente di correlazione calcolati con riferimento ai due sotto gruppi considerati confermano un'elevata correlazione tra tasso di crescita della moneta e inflazione, il coefficiente risulta essere pari a 0,894 o superiore ed anche in questo caso si nota che i valori più bassi vengono registrati sempre con riferimento a *M0*.

Osservando il grafico in *Figura 2.2.1.2* ciascun punto rappresenta l'osservazione relativa a ciascun paese, si nota che le osservazioni sono molto vicine alla linea di 45 gradi disegnata.

Il fatto che tra il tasso di crescita della moneta e l'inflazione ci sia una relazione lineare con una pendenza molto vicina all'unità fa sì che venga richiamata la teoria quantitativa della moneta, e si ha la seguente relazione:

$$M \times V = P \times Y$$

Dove *M* è l'offerta di moneta, *V* la velocità della moneta, *P* indica il livello dei prezzi e *Y* l'output reale. La stessa relazione scritta in termini di tassi di crescita risulta essere pari a:

$$m \times v = p + y$$

Questa seconda versione della relazione implica che ci può essere una relazione lineare tra la crescita della moneta e l'inflazione con un coefficiente di pendenza pari all'unità quando *v* e *y* vengono trattate come delle costanti.

Il grafico supporta questa relazione. La retta che compare nel grafico non attraversa l'origine dello stesso e questo vuol dire che una banca centrale non può applicare un tasso in inflazione a lungo termine scegliendo un equivalente tasso di crescita di lungo periodo per l'offerta di moneta.

Il tasso di inflazione è influenzato dal tasso di crescita dell'output reale, dalla velocità e dal tasso di crescita della moneta. Nonostante questo una banca centrale può confidare nel fatto che un elevato tasso di crescita della moneta nel lungo periodo comporterà un tasso di inflazione proporzionalmente più elevato.

Numerosi altri studi sono stati svolti per andare a verificare l'ipotesi di correlazione tra tasso di inflazione e crescita della moneta, la maggior parte coerenti con l'analisi McCandless e Weber (1995), come Pakko (1994), Poole (1994), Barro (1990), e Lucas (1980).

- **Correlazione tra tasso di crescita della moneta e *output* reale**

La *Figura 2.2.1.3* mostra la relazione tra la moneta e la crescita dell'output reale anche in questo caso è stato considerato il campione dei 110 paesi inclusi nell'analisi e i due sotto gruppi come è stato fatto in precedenza.

Dalla tabella emerge che non c'è correlazione tra la crescita della moneta e l'output reale, infatti i coefficienti risultano essere negativi, i valori assunti dai coefficienti sono pari o inferiori a -0,05. Solamente i valori dei coefficienti relativi al sotto gruppo *21 OECD Countries* presentano dei valori elevati e positivi rispetto agli altri, infatti assumono valori non inferiori a 0,5 e arrivano fino a 0,71 in riferimento a *M0*.

Correlation Coefficients for Money Growth and Real Output Growth*

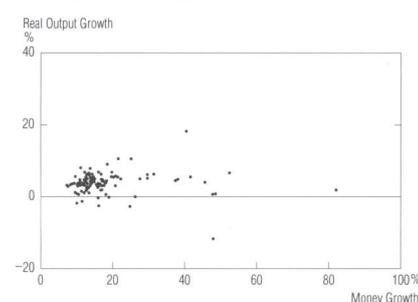
Based on Data From 1960 to 1990

Sample	Coefficient for Each Definition of Money		
	M0	M1	M2
All 110 Countries	-.027	-.050	-.014
Subsamples			
21 OECD Countries	.707	.511	.518
14 Latin American Countries	-.171	-.239	-.243

*Real output growth is calculated by subtracting changes in a measure of consumer prices from changes in nominal gross domestic product.
Source of basic data: International Monetary Fund

Money and Real Output Growth: No Correlation in the Full Sample . . .

Average Annual Rates of Growth in M2 and in Nominal Gross Domestic Product, Deflated by Consumer Prices During 1960-90 in 110 Countries



Source: International Monetary Fund

Figura 2.2.1.3 e 2.2.1.4: coefficienti di correlazione tra la crescita della moneta e il tasso di crescita dell'output reale e grafico che rappresenta la correlazione negativa tra le due variabili.

Fonte: MacCandless e Weber (1995).

Questo dimostra che i paesi all'interno di questo gruppo hanno tassi di crescita della moneta molto alti e tendono ad avere tassi più alti del prodotto reale. Il grafico in *Figura 2.2.1.4* conferma l'assenza di qualsiasi relazione tra le due variabili considerate.

Altri studi effettuati relativamente alla relazione tra crescita della moneta e *output* reale hanno dato risultati analoghi come quello di Kormendi e Meguire (1985), in alcuni casi è stata evidenziata una correlazione negativa leggera come in Dwyer e Hafer (1988).

- **Correlazione tra inflazione e l'output reale**

Per quanto riguarda la relazione tra inflazione e output reale in *Figura 2.2.1.5* si vede che il coefficiente di correlazione è pari a -0,243 questo sembra indicare che ci sia una correlazione negativa tra inflazione e output reale, ma ulteriori indagini lo contraddicono, i coefficienti di correlazione risultano essere distorti perché nel campione sono stati inclusi dati relativi ad un paese (Nicaragua) e per questo risultano essere un *outlier* rispetto al resto del campione. Infatti nel momento in cui non vengono inclusi questi dati il coefficiente risulta essere pari a -0,101.

Per quanto riguarda invece i sotto campioni, con riferimento a *21 OECD Countries* i coefficienti di correlazione sono positivi e pari a 0,390 e per *14 Latin American Countries* invece la correlazione è negativa e pari a -0,342.

Quanto è emerso dall'analisi sulla relazione tra l'inflazione e l'output reale, in questo caso, non è in linea con i risultati presentati da altri lavori in letteratura che mostrano una correlazione negativa come in Fischer (1991), Kormendi e Meguire (1985) e Altig e Bryan (1993). Le differenze nei risultati suggeriscono che la relazione tra le due variabili è incerta.

Correlation Coefficients for Inflation and Real Output Growth*

Based on Data From 1960 to 1990

Sample	Coefficient With Outlier**	
	Included	Excluded
All 110 Countries	-.243	-.101
Subsamples		
21 OECD Countries	.390	.390
14 Latin American Countries	—	-.342

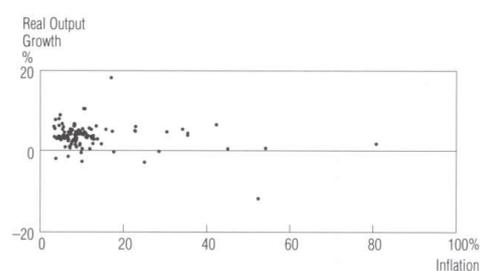
*Inflation is defined as changes in a measure of consumer prices. Real output growth is calculated by subtracting those inflation rates from changes in nominal gross domestic product.

**The outlier is Nicaragua.

Source of basic data: International Monetary Fund

Inflation and Real Output Growth: No Correlation

Average Annual Rates of Growth in Consumer Prices and in Nominal Gross Domestic Product, Deflated by Consumer Prices During 1960–90 in 110 Countries



Source: International Monetary Fund

Figure 2.2.1.5 e 2.2.1.6: coefficienti di correlazione negativa tra inflazione e l'output reale e rappresentazione grafica.

Fonte: MacCandless e Weber (1995).

2.2.2 La neutralità della moneta nel breve periodo

L'assenza di una relazione tra la crescita della moneta e l'inflazione nel breve periodo viene spiegata dall'esistenza di rigidità nominali, cioè dal fatto che a seguito di un aumento dell'offerta di moneta i prezzi e/o i salari non si aggiustino istantaneamente.

Un aumento della moneta implica un aumento del valore reale dei depositi in mano agli agenti economici, modifica il livello delle variabili reali, come ad esempio i tassi di interesse reali e il consumo.

Nella "Teoria generale dell'occupazione, dell'interesse e della moneta" l'economista inglese John Maynard Keynes (1936) afferma che un aumento dell'offerta di moneta nel breve periodo ha come conseguenza quella di diminuire il tasso di interesse. Nel caso in cui il livello dei prezzi non si aggiusti verso l'alto, l'offerta di moneta risulta essere superiore alla domanda e quindi questo aggiustamento si realizza attraverso la riduzione del tasso di interesse, che a sua volta stimola la domanda di beni e servizi. Nel lungo

periodo però, l'incremento dei prezzi fa sì che la domanda di moneta aumenti riportando il tasso di interesse e le altre grandezze reali al loro livello iniziale. Si può dire che nel breve periodo gli effetti che la politica monetaria ha sulle variabili reali sono dovute al fatto che i prezzi non si aggiustano istantaneamente.

A seguito del lavoro sviluppato da Keynes sono state elaborate tre possibili spiegazioni alle rigidità nominali: una fa riferimento all'informazione asimmetrica, la seconda al meccanismo di formazione di salari e stipendi e la terza ai *menu costs*.

La tipologia del modello di rigidità basato sull'informazione asimmetrica venne sviluppata parallelamente da due economisti Robert Lucas (1972) e Edmund Phelps (1967), alla base di questi modelli c'è l'idea che i produttori osservino con più facilità i prezzi del loro mercato di riferimento rispetto a quelli che riguardano l'intero sistema economico. Quindi ciò che può succedere è che i produttori confondano un incremento del livello generale dei prezzi con l'aumento del prezzo del loro prodotto, e questo li spingerebbe ad aumentare la propria offerta.

Nonostante questo modello assuma una certa rilevanza dal punto di vista teorico, perché mostra come le rigidità nominali siano compatibili con un comportamento razionale degli agenti economici e che non devono a tutti i costi essere spiegate in relazioni all'aggiustamento dei prezzi. Allo stesso tempo però questo non è un modello molto realistico e non può dare una spiegazione degli effetti che variazioni della moneta hanno sull'economia perché si fonda su due ipotesi molto forti: che ci sia un'informazione imperfetta e che l'elasticità dell'offerta sia molto elevata.

La seconda tipologia di modelli che cerca di spiegare le rigidità nominali in riferimento al meccanismo di formazione dei salari e dei prezzi è stata studiata da Stanley Fisher (1977) e John Taylor (1980) ed ha alla base il concetto di contratti multi-periodali tra imprese e lavoratori, l'esistenza di questi contratti viene giustificata attraverso i costi di aggiustamento e di negoziazione che sono il risultato di un continuo adattamento.

A differenza del modello basato sull'informazione asimmetrica si tratta di un modello realistico perché le negoziazioni che riguardano i salari non si verificano continuamente ma ad intervalli abbastanza regolari, anche se questo dipende da paese a paese. L'adeguamento quindi si verifica almeno entro la successiva negoziazione salariale, per cui uno scaglionamento nel tempo dell'adeguamento dei prezzi e dei salari fa sì che gli shock monetari abbiano un effetto sull'attività economica.

Infine è stato elaborato il modello di rigidità che prende in considerazione i *menu costs*, cioè i costi di aggiustamento dei prezzi, la terza spiegazione della rigidità dei prezzi è

stata formalizzata sia da Akerlof e Yellen (1985) sia da Mankiw (1985), entrambi questi modelli costituiscono un esempio della nuova economia keynesiana. Questi modelli partono dall'osservare che l'adeguamento dei prezzi da parte delle imprese avviene al massimo una o due volte l'anno, ma le condizioni economiche, come i tassi di cambio e d'interesse i costi delle materie prime, cambiano velocemente.

La nuova economia keynesiana ha dato prova che ciò è ottimale dal punto di vista microeconomico per la presenza dei *menu costs*, un'impresa con il guadagno che ricava da un'ottimizzazione continua non riesce a far fronte ai costi connessi all'aggiustamento continuo dei prezzi perché non è sufficiente.

Infine le rigidità nominali nel breve periodo non si dicono incompatibili con le teorie economiche neoclassiche nel lungo periodo, nel caso in cui si verifichi un'espansione monetaria questo avrà un effetto sull'attività economica che però verrà annullato progressivamente dall'adeguarsi dei prezzi.

2.2.3 Il controllo dei tassi di interesse

Le banche centrali in precedenza fissavano ad *hoc* il *target* per i tassi d'interesse, ma tra gli anni settanta e ottanta la rivoluzione monetarista ha apportato delle modifiche, quindi il tasso veniva fissato compatibilmente con l'andamento desiderato degli aggregati monetari.

Le liberalizzazioni e le innovazioni in campo finanziario hanno reso difficile controllare gli aggregati monetari, e in precedenza si è visto anche che il legame tra crescita della moneta ed inflazione si è rivelato debole nel breve periodo, quindi le banche centrali dovevano trovare un'alternativa. Ecco che sono stati sviluppati nuovi modelli di politica monetaria che riducono al minimo il ruolo degli aggregati monetari oppure non li considerano minimamente.

Il modello elaborato da Clarida *et al.* (1999) è di tipo neokeynesiano e si basa su aspettative razionali, agenti ottimizzanti e rigidità nominali, si fonda sulle due equazioni indicate di seguito, una curva IS modificata e una curva di Phillips modificata:

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad \text{con } \varphi > 0$$

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad \text{con } \lambda > 0 \text{ e } 0 < \beta < 1$$

Dove:

$$x_t \equiv y_t - z_t$$

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad \text{con } 0 \leq \mu$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad \text{con } \rho \leq 1$$

In queste relazioni la variabile x_t rappresenta l'*output gap* ed è il risultato della differenza tra l'*output* effettivo e quello potenziale al tempo t , π_t è il tasso di inflazione tra il tempo $t-1$ e t , i è il tasso di interesse a breve termine, E indica l'aspettativa condizionate dalle informazioni disponibili al tempo t , g_t è uno *shock* della domanda e u_t uno *shock* dell'offerta. Si assume che i due shock siano autocorrelati e quindi $\mu = \text{corr}(g_t, g_{t-1})$ e $\rho = \text{corr}(u_t, u_{t-1})$, questo permette di tener conto degli effetti duraturi degli *shock* che scompariranno gradualmente nel tempo. Le variabili casuali \hat{g}_t e \hat{u}_t sono entrambe *i.i.d.* con media zero e varianza pari a σ_g^2 e σ_u^2 .

L'espressione relativa alla curva IS modificata differisce dalla curva IS tradizionale perché l'*output* corrente dipende dalle aspettative sull'*output* futuro ed anche dal tasso di interesse.

Invece la differenza tra la curva di Phillips utilizzata in questo caso e quella *standard* risiede nel fatto che l'inflazione futura attesa $E_t \pi_{t+1}$ rientra nell'equazione in modo additivo al contrario dell'inflazione attesa corrente $E_{t-1} \pi_t$.

La curva di Phillips rivisitata per un dato prezzo atteso esprime una relazione crescente tra l'*output gap* e l'inflazione, nel breve periodo si fa riferimento alla curva di Phillips tradizionale mentre nel lungo periodo le aspettative si adeguano e il *trade-off* tra inflazione e disoccupazione si riduce fin a scomparire del tutto.

Se si reitera l'equazione $\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$ si ottiene:

$$\pi_t = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau (\lambda x_{t+\tau} + u_{t+\tau})$$

L'inflazione al tempo t dipende dall'*output gap* e dagli *shock* dell'offerta tra t e infinito.

La banca centrale fissa allora il tasso di interesse nominale volto a minimizzare, date le due equazioni (curva IS e curva di Phillips entrambe modificate), una funzione di perdita (*loss function*):

$$\min L_t = \frac{1}{2} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau (\alpha x_{t+\tau}^2 + \pi_{t+\tau}^2) \quad \text{con } \alpha > 0$$

Dove α è il peso relativo dato dalla stabilizzazione dell'*output* rispetto alla stabilizzazione dell'inflazione.

Quest'equazione evidenzia che la banca centrale fissa il tasso di interesse al tempo t in modo tale da mantenere un livello di *output* e di inflazione vicini a quello *target*, assumendo che le aspettative siano esogene.

Essendo che nella *loss function* ne l'*output gap* ne l'inflazione dipendono da valori passati ma esclusivamente da valori previsti nel futuro, il problema di ottimizzazione può essere scomposto come segue:

$$\min L_t = \frac{1}{2}(\alpha x_t^2 + \pi_t^2) + F_t \text{ con vincolo pari a } \pi_t = \lambda x_t + f_t$$

Dove:

$$F_t = \frac{1}{2} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau (\alpha x_{t+\tau}^2 + \pi_{t+\tau}^2)$$

$$f_t = \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

Dato che F_t e f_t sono esogeni e non possono essere controllati dalla banca centrale le condizioni di primo ordine saranno:

$$\begin{cases} x_t = -\lambda q u_t \\ \pi_t = \alpha q u_t \\ i_t = \rho \alpha q u_t + \frac{1}{\varphi} g_t \end{cases} \text{ con } q = \frac{1}{\lambda^2 + \alpha(1-\beta\rho)} > 0$$

La scelta migliore per la banca centrale è quella di far aumentare il tasso di interesse in casi si verifichi uno *shock* della domanda positivo oppure uno *shock* di offerta negativo, che implicano un incremento dei prezzi.

Nel caso in cui si verifichi uno *shock* della domanda, l'*output gap* e il tasso di inflazione resteranno ai livelli stabiliti *ex post*, mentre nel caso in cui si verifichi uno *shock* di offerta gli obiettivi che riguardano l'*output* e l'inflazione si contraddicono a vicenda perché è difficile sostenere la domanda aggregata e mantenere una bassa inflazione. Questi due obiettivi non possono essere raggiunti contemporaneamente dalla banca centrale sempre che $\alpha = 0$ e in questo caso la banca centrale sarebbe del tutto indifferente al livello di *output*, invece nel caso in cui $\alpha = \infty$ la banca centrale sarebbe indifferente al livello di inflazione.

Nel caso in cui si verifichi uno *shock* di offerta al tempo t ciò implicherebbe un aumento delle aspettative di inflazione per il tempo $t+1$:

$$E_t \pi_{t+1} = \rho \pi_t = \rho \alpha q u_t$$

La funzione di reazione della banca centrale sarà:

$$i_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\varphi} g_t \text{ con } \gamma_\pi = 1 + \frac{(1+\rho)\lambda}{\rho\varphi\alpha} > 1$$

Il primo risultato dell'analisi consiste nel verificare, come è emerso in altri studi (Friedman e Phelps, 1968), che nel breve periodo c'è un *trade-off* tra inflazione e la variabilità dell'*output*. Quindi la banca centrale reagirà ad un incremento dell'inflazione

attesa di un punto percentuale aumentando il tasso di interesse più di un punto in modo tale da incidere sulla domanda aggregata.

2.3 Trade-off tra inflazione e disoccupazione

La curva di Phillips ha subito delle variazioni dalla sua prima formulazione nel 1958 ad oggi, e molteplici sono stati gli studi nel corso degli anni che sono andati ad indagare la relazione tra inflazione e disoccupazione.

A. Ribba (2006) nella sua analisi indaga la dinamica dell'inflazione e della disoccupazione congiunta a quella del tasso di interesse negli Stati Uniti a partire dal 1980.

L'autore ha identificato tre *shock*, due dei quali, quello della domanda aggregata e della politica monetaria, hanno spinto l'inflazione e la disoccupazione in due direzioni opposte nel breve periodo, mentre gli effetti di uno *shock* dell'offerta spiegano la relazione tra inflazione e disoccupazione nel lungo periodo. Per quanto riguarda il contributo apportato dallo *shock* della politica monetaria sulla disoccupazione esso appare assai ridotto.

Uno *shock* dell'offerta offre un risultato interessante perché non solo tiene conto della variabilità della serie alle basse frequenze, ma svolge anche un ruolo importante nello spiegare la variabilità dell'inflazione, della disoccupazione e del tasso sui fondi federali alle frequenze medie.

I risultati raggiunti attraverso il presente studio si trovano ad essere in disaccordo con quei modelli che avvalorano l'ipotesi del tasso naturale, ma allo stesso tempo sono coerenti con il meccanismo di propagazione degli *shock* della produttività all'inflazione e alla disoccupazione a basse e medie frequenze.

Partendo dal presupposto che il *trade-off* tra inflazione e disoccupazione è una pietra miliare attorno alla quale ruota l'analisi economica, l'esistenza di una relazione negativa tra le due variabili si basa sulle teorie del tasso naturale, in base alle quali la politica monetaria potrebbe provocare delle variazioni del tasso di disoccupazione ciclico in presenza di errori relativi all'inflazione attesa, inoltre questi modelli prevedono l'indipendenza nel lungo periodo tra inflazione e disoccupazione.

Tuttavia l'esperienza vissuta dall'economia statunitense risulta essere diversa perché negli anni novanta ad un calo dell'inflazione seguì simultaneamente un calo del tasso di disoccupazione, questo evento è simile a quanto si era già verificato intorno agli anni

settanta quando a seguito di *shock* dell'offerta si verificarono simultaneamente un aumento del tasso di inflazione e della disoccupazione.

Partendo dal fatto che dagli anni ottanta l'economia americana è stata raramente caratterizzata da movimenti simultanei di queste due variabili, numerosi studi hanno approfondito una possibile relazione nel lungo periodo.

Questo è il caso di Beyer e Farmer (2002), i quali attraverso l'utilizzo di tecniche di cointegrazione hanno identificato una curva di Phillips di lungo periodo inclinata verso l'alto, e quindi di conseguenza hanno fatto sorgere dubbi nei confronti della teoria del tasso naturale.

L'esistenza di una relazione di lungo periodo positiva tra inflazione e disoccupazione è stata anche suggerita da Ireland (1999), il quale invece basa la propria interpretazione su un modello che riprende quello di Barro-Gordon, nel quale la radice unitaria del tasso di disoccupazione viene ricondotta all'incapacità della banca centrale di adottare una politica credibile che mantenga bassa l'inflazione. Beyer e Farmer dimostrano che la spiegazione data da Ireland si basa sull'esistenza di una relazione di Fischer tra l'inflazione e il tasso di interesse nominale, ma questa ipotesi viene respinta dai dati.

Un'ulteriore mancanza evidenziata nel lavoro di Ireland riguarda il periodo scelto come riferimento dall'autore (1970-1997), il quale è stato caratterizzato da diversi regimi di politica monetaria, infatti negli anni settanta è difficile credere che la banca centrale nel periodo in cui era diretta da Volker e da Greenspan abbia adottato delle politiche opportunistiche finalizzate a sfruttare il *trade-off* di breve periodo.

Per quanto riguarda invece l'analisi di Beyer e Farmer, essa si basa sull'idea che la fonte comune di non stazionarietà è la presenza di radice unitaria riferita ad uno *shock* nell'equazione di domanda aggregata.

Ribba (2006) segue una via diversa, decide di esaminare le relazioni dinamiche di inflazione, disoccupazione e del tasso sui fondi federali a frequenze diverse utilizzando dati mensili degli Stati Uniti a partire dal 1980 e stimando un modello VAR (*Vector Autoregression*) cointegrato in cui viene imposta una restrizione che riguarda l'incidenza costante di uno *shock* dell'offerta.

Le conclusioni alle quali si giunge sono: la conferma dell'esistenza di un *trade-off* nel breve periodo come conseguenza di *shock* della politica monetaria e della domanda aggregata, infatti i dati mostrano come inflazione e disoccupazione siano spinte in direzioni opposte, inoltre, come previsto gli *shock* della domanda aggregata giocano un ruolo chiave sulle frequenze del ciclo economico; infine uno *shock* di offerta che perdura

nel tempo spiega il movimento nel lungo periodo delle serie e inoltre è fondamentale nello spiegare la variabilità della disoccupazione a frequenze medie.

Le conclusioni si trovano ad essere in contrasto con i modelli che prevedono la neutralità della moneta nel lungo periodo, ma allo stesso tempo sono coerenti con l'idea di un meccanismo di propagazione che collega gli *shock* della produttività all'inflazione e alla disoccupazione a basse e medie frequenze. Nonostante l'obiettivo principale in Ribba (2006) sia stato quello di andare ad indagare la dinamica esistente tra tasso di inflazione, tasso di disoccupazione e tasso di interesse negli Stati Uniti nel periodo 1980-2001, l'analisi svolta attraverso il modello strutturale costruito fornisce una buona descrizione del movimento a basse frequenze osservato negli anni settanta tra inflazione e disoccupazione, e quando il *sample* viene esteso anche al periodo 1961-1979 è stato confermato il ruolo svolto dallo *shock* di offerta nell'andare a definire una curva di Phillips inclinata verso l'alto.

Inoltre è stata anche evidenziata una relazione debole da parte del tasso sui fondi federali a movimenti dell'inflazione e della disoccupazione.

Il modello utilizzato dall'economista si compone di tre equazioni che considerano le interazioni tra politica monetaria e variabili macroeconomiche reali e nominali, l'assunzione che è stata fatta inizialmente è che la produttività abbia effetti nel lungo periodo su inflazione e disoccupazione. L'economia considerata è stata descritta attraverso queste tre equazioni:

$$\pi_t = \delta + \pi_t^e - \lambda u_t + \theta_t^S$$

$$u_t = \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 (i_{t-1} - \pi_t^e) + \theta_t^D$$

$$i_t = \phi_0 + \phi_1 i_{t-1} + \phi_2 \bar{\pi}_t - \phi_3 \bar{u}_t + \theta_t^{MP}$$

Dove π_t rappresenta l'inflazione dal periodo $t-1$ a t , u_t è il tasso di disoccupazione e i_t corrisponde al tasso sui fondi federali. La prima equazione è una curva di *Phillips* aumentata per le aspettative, la quale stabilisce che l'inflazione dipende dall'inflazione attesa, dalla disoccupazione e dallo *shock* dell'offerta. Il coefficiente λ si assume che sia positivo e la fonte maggiore di disturbo sul lato dell'offerta è legata a cambiamenti inaspettati nel processo dinamico di crescita della produttività. La crescita della produttività può essere misurata come un ritardo sulla produttività passata:

$$g_{At} = \rho(L)g_{At-1} + \theta_t^S$$

Dove At indica il livello di produttività al tempo t , g_{At} è il tasso di crescita ed L è l'operatore ritardo.

Ne consegue che ci sono effetti a bassa frequenza legati alla presenza dello *shock* dal lato dell'offerta, inoltre la nozione di disoccupazione si basa non solo sulla consueta condizione di stabilità dell'inflazione, ma anche sulla condizione di crescita stabile della produttività. Dal momento che la crescita stabile previene disallineamenti tra la crescita della produttività attesa, che guida le rivendicazioni dei lavoratori, e la crescita della produttività effettiva, che determina la possibile crescita dei salari reali, se entrambe le condizioni sono soddisfatte il sistema economico è al suo stato stazionario e il NAIRU è uguale al rapporto tra la costante nella curva di Phillips (δ) e il coefficiente di disoccupazione (λ).

La seconda equazione corrisponde ad una curva IS dinamica e i coefficienti β_1 e β_2 sono stati assunti positivi. Partendo dall'assunzione di *trend* stocastici, il modello empirico che è stato stimato alle differenze prime include le relazioni di equilibrio di lungo periodo e di conseguenza va a definire la disoccupazione la quale dipende dal tasso di interesse ritardato e dallo *shock* della domanda. La relazione positiva tra disoccupazione e tasso di interesse reale è l'equivalente dell'usuale curva IS inclinata verso il basso che riflette la relazione negativa tra produzione e tasso di interesse, il collegamento tra questi due concetti è dato dalla legge di Okun.

La terza equazione esprime una regola di politica monetaria nella quale la componente sistematica della politica monetaria dipende da $\bar{\pi}_t$, la quale esprime la deviazione dell'inflazione rispetto all'obiettivo stabilito e \bar{u}_t rappresenta la deviazione della disoccupazione dal livello di equilibrio di lungo periodo. Essa presenta le caratteristiche tipiche della *Taylor rule*, perché il tasso di interesse aumenta (o si riduce) in risposta a movimenti nella stessa direzione dell'inflazione oppure si muove nella direzione opposta rispetto alla disoccupazione.

I movimenti del tasso sui fondi federali, strumento di politica monetaria, sono quindi il risultato della somma di una componente sistematica e di una componente inaspettata identificata nello shock della politica monetaria. Inoltre un aspetto che viene messo in luce in relazione al modello sopra definito è che gli shock della produttività causano degli effetti permanenti sulle variabili.

Riassumendo l'autore ha esaminato il meccanismo di propagazione, originato dalla produttività, che genera effetti permanenti di segno opposto sul tasso e questo è legato agli effetti che lo *shock* ha su inflazione e disoccupazione, e a sua volta gli effetti sul tasso di inflazione e di disoccupazione derivano dal lento adattamento dei lavoratori al nuovo

ritmo di produttività, inoltre ha utilizzato una combinazione di restrizioni di breve e di lungo periodo.

Sono stati poi riportati gli impulsi di risposta di ciascuna variabile agli due *shock* considerati (*Figura 2.3.1*).

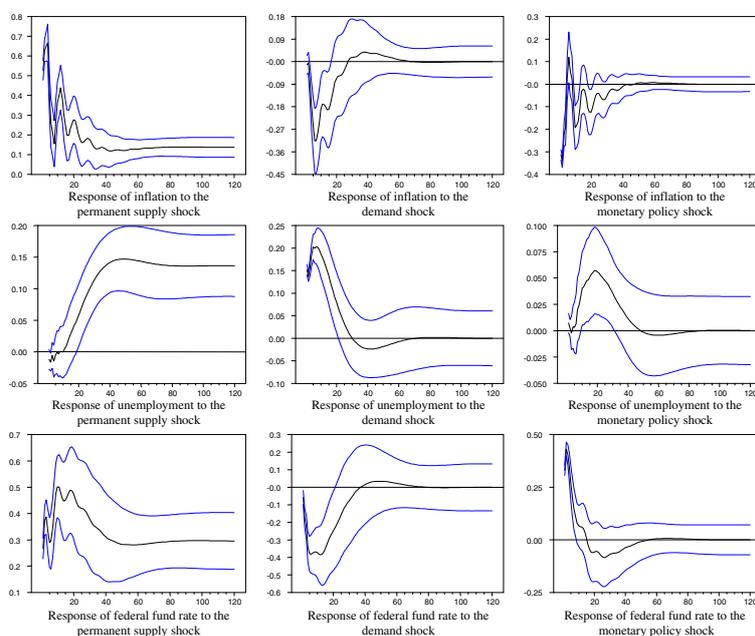


Figura 2.3.1: impulsi di risposta delle variabili per il sample 1980-2001.

Fonte: Ribba 2005.

Dai grafici si nota che in risposta ad uno *shock* negativo dell'offerta il tasso di inflazione aumenta, come anche il tasso sui fondi federali, invece non si vedono reazioni significative del tasso di disoccupazione per due anni.

Uno *shock* negativo della domanda si traduce in un calo dell'inflazione e del tasso sui fondi e in un aumento della disoccupazione, inoltre sono necessari due anni per veder scomparire questi effetti.

Osservando il comportamento del tasso di interesse nel breve periodo in presenza degli *shock*, di offerta e di domanda, il tasso sui fondi federali rispettivamente si sposta verso un livello più alto quando un aumento del tasso di disoccupazione è dovuto a movimenti sul lato dell'offerta che a sua volta fanno aumentare l'inflazione, nell'altro caso il tasso dei fondi si sposta verso un livello inferiore contribuendo ad andare a stabilizzare il sistema economico quando l'aumento del tasso di disoccupazione è causato da uno *shock* negativo della domanda aggregata che causa a sua volta anche una riduzione del tasso di inflazione.

La forma delle funzioni di risposta impulsiva evidenziata contrasta con l'idea sostenuta da Ireland (1999), secondo la quale la banca centrale negli anni settanta e ottanta non era in grado di impegnarsi in una politica credibile che avesse come obiettivo una bassa inflazione ed anche quello di andare a contrastare l'aumento del tasso naturale di disoccupazione con politiche espansive.

Dopo che è stato spiegato attraverso il modello specificato il calo simultaneo della disoccupazione e dell'inflazione verificatosi negli anni novanta Ribba ha cercato di fornire una spiegazione del contemporaneo aumento di inflazione e disoccupazione negli anni settanta e si è interrogato sul modo in cui la politica monetaria ha reagito agli *shock* nel corso degli anni.

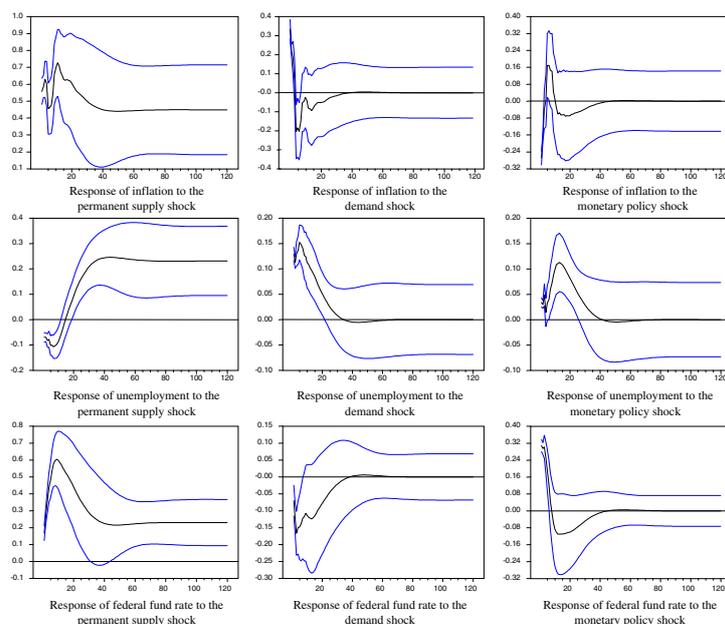


Figura 2.3.2: impulsi di risposta delle variabili per il sample 1961-1979.

Fonte: Ribba 2005

Per dare una risposta a queste domande il *sample* è stato esteso considerando anche i dati relativi al periodo 1961-1979 e sono stati considerati nuovamente gli impulsi di risposta agli *shock* (Figura 2.3.2).

I risultati ottenuti vanno a sostenere l'idea che la politica monetaria degli anni sessanta e settanta era riluttante a condurre politiche anti-inflazionistiche, e allo stesso tempo le politiche a cavallo tra gli anni settanta e ottanta non possono essere considerate omogenee perché c'è stato un cambiamento della *Federal Reserve* nel definire le proprie politiche. Le funzioni di risposta impulsiva in Figura 2.3.2 rivelano uno schema simile a quelle riportate precedentemente, evidenziano il movimento contemporaneo delle tre variabili a

bassa frequenza dovuto allo *shock* permanente della produttività e quindi viene evidenziata la capacità del modello di spiegare la stagflazione degli anni settanta.

Nonostante un inasprimento della politica monetaria provochi un processo disinflazionistico, la risposta dell'inflazione allo *shock* della politica monetaria mostra un salto più pronunciato alle alte frequenze rispetto al campione 1980-2001.

La forma delle funzioni di risposta impulsiva del tasso sui fondi federali è simile a quella emersa nel precedente *sample* in relazione al periodo Volker-Greenspan.

Quindi in conclusione Ribba (2006) ha evidenziato due fatti che sembrano caratterizzare l'economia americana: l'entrata in recessione del sistema economico (come è successo nel 1980-1982), e i periodi di crisi in cui l'inflazione e la disoccupazione si muovono in direzioni opposte, mentre alle basse frequenze danno dei riscontri positivi, ovvero si muovono nella stessa direzione.

Lo scopo dell'analisi svolta dall'autore è stato quello di cercare di dare una spiegazione a questi due fattori e per questo è stato stimato un modello VAR strutturale cointegrato per indagare il ruolo svolto dagli *shock* della produttività nell'andare a spiegare il movimento a diverse frequenze dell'inflazione, della disoccupazione e del tasso di interesse di breve periodo negli Stati Uniti.

I risultati hanno mostrato che cali simultanei dell'inflazione e della disoccupazione verificatisi a partire dagli anni ottanta sono coerenti con il legame esistente tra uno *shock* positivo della produttività, la riduzione del tasso di crescita dei prezzi e del tasso di disoccupazione.

Una possibile spiegazione a questo meccanismo di propagazione è legata al lento aggiustamento delle richieste dei lavoratori a cambiamenti relativi alla crescita della produttività, e questo schema è stato proposto da Grubb *et. al* (1982) per spiegare il rallentamento che ha caratterizzato gli anni settanta e la crescita simultanea dell'inflazione e della disoccupazione (fenomeno di stagflazione).

Anche Ball e Mankiw (2001) nella loro analisi spiegano l'apparente miglioramento del *trade-off* tra inflazione e disoccupazione, evidenziando che su questa relazione incide anche il tasso di crescita della produttività, come è stato mostrato in precedenza anche in Ribba (2006).

Grubbs *et. al* (1982) hanno evidenziato che il rallentamento della produttività negli anni settanta ha causato uno spostamento sfavorevole della curva di Phillips, altri invece sostengono che dalla fine degli anni novanta la spinta della produttività abbia avuto un impatto favorevole sulla PC.

In tempi più recenti anche Vera (2017) in un suo saggio ha approfondito la relazione tra inflazione e disoccupazione, evidenziando la discontinuità di tale relazione a partire dagli anni cinquanta. L'autore sostiene che prendendo in considerazione due diversi periodi storici dopo il secondo conflitto mondiale, quella che viene definita "l'età dell'oro" (1945-1973) e "l'età del declino" (1975-oggi), è possibile ottenere delle indicazioni che permettono di spiegare l'inclinazione verso il basso e verso l'alto della curva di Phillips. Il modello costruito in questo caso è di tipo post-keynesiano e mostra che la PC di lungo periodo può essere inclinata verso il basso (anni quaranta e settanta) oppure verso l'alto (in periodi di alta inflazione e disoccupazione) e ciò dipende dalla distribuzione del potere tra le imprese e i lavoratori.

Dal momento in cui la curva ha fatto la sua comparsa nello scenario macroeconomico i *policymakers* hanno iniziato ad utilizzare questa relazione, specialmente negli Stati Uniti, per cercare di ridurre la disoccupazione con un costo contenuto in termini di aumento dell'inflazione, ma già a partire dalla fine degli anni sessanta le maggiori economie mondiali cominciarono a sperimentare un elevato tasso di inflazione accompagnato da un elevato tasso di disoccupazione. Il fenomeno di stagflazione ha fatto sì che la curva di Phillips perdesse la sua credibilità e quindi la sua utilità nello scegliere la giusta combinazione di inflazione e disoccupazione, e l'introduzione del concetto di tasso naturale sviluppato da Friedman, Phelps e Lucas andò a sostituire la relazione di *trade-off* con la teoria della neutralità della moneta nel lungo periodo (quindi con una curva di Phillips verticale).

Vera per andare a definire l'inclinazione della curva nel corso del tempo ha utilizzato dati mensili relativi al *Consumer Price Index* e al tasso di disoccupazione statunitense a partire dal 1948. La curva ottenuta in relazione al periodo 1948-1973 è mostrata in *Figura 2.3.3* ed evidenzia la relazione negativa tra le due variabili. Mentre per quanto riguarda il periodo 1973-2006 la curva mostrata in *Figura 2.3.4* mostra il passaggio della curva da un'inclinazione negativa a quella positiva. La "Golden Age", periodo caratterizzato da un grande *boom* economico e da un basso tasso di disoccupazione, che si aggirava intorno al 4,8%, da una maggiore sicurezza per i lavoratori, dalla crescita dei salari ed anche da un maggiore potere contrattuale dei lavoratori e da un basso tasso di inflazione è stata interrotta nel 1970 con l'avvento della crisi petrolifera.

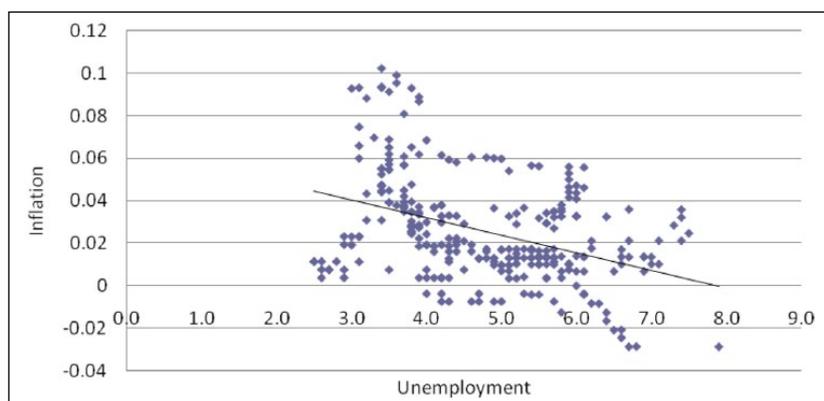


Figura 2.3.3: inflazione e disoccupazione negli Stati Uniti nel periodo 1948-1973.

Fonte: L. Vera (2017).

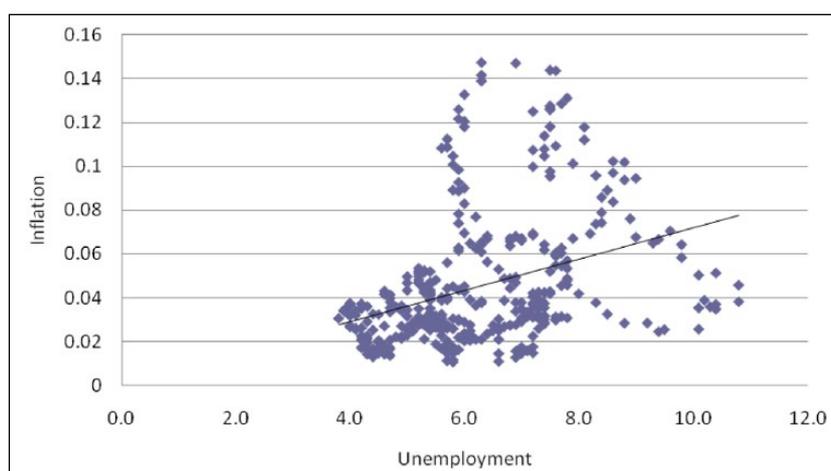


Figura 2.3.4: inflazione e disoccupazione negli Stati Uniti nel periodo 1973-2006.

Fonte: L. Vera (2017).

La “Decline Age” oltre a segnare l’arresto della forte crescita che aveva caratterizzato il periodo precedente segnò la riduzione del potere contrattuale dei lavoratori e questo secondo l’autore è un fattore chiave che deve essere considerato per valutare il *trade-off* tra inflazione e disoccupazione negli Stati Uniti.

L’obiettivo di Vera (2017) è stato quello di illustrare il meccanismo attraverso cui i cambiamenti nelle aspirazioni che riguardano il reddito reale dei gruppi economici (spostamenti della distribuzione del reddito) possono andare a determinare una curva di Phillips con inclinazione positiva o negativa e di evidenziare come la pendenza sia strettamente legata alla distribuzione di potere tra lavoratori ed imprese.

La relazione tra inflazione e disoccupazione studiata attraverso l’utilizzo di un modello post-keynesiano su scala ridotta di distribuzione e crescita del reddito e che riconosce l’influsso della domanda aggregata sull’attività economica reale, consente di dimostrare

che una PC di lungo periodo inclinata verso il basso può esistere quando i lavoratori hanno un vantaggio di seconda mossa e un forte potere contrattuale nel mercato del lavoro (come corrisponde all'età dell'oro). Di conseguenza un maggior potere contrattuale dei lavoratori, una crescita dei salari reali fanno aumentare l'inflazione e fanno aumentare anche il livello di domanda aggregata e di occupazione.

Una curva Phillips inclinata verso l'alto si avrà quando le imprese, avendo il vantaggio di seconda mossa, sfruttano il loro potere di mercato, riducendo i salari reali e diminuendo la domanda aggregata complessiva dell'economia.

A. Sachsida *et al.* (2011) verifica la *performance* del modello di Barro e Gordon (1983) per spiegare l'inflazione americana a partire dai primi anni cinquanta, l'ampiezza del *sample* considerato va dal 1951q1 al 2010q1, il campione è stato diviso in base ai vari presidenti della Fed che si sono succeduti nel tempo.

Nell'analisi è stato applicato un algoritmo per ridurre la sensibilità dello stimatore di massima verosimiglianza ai valori dei parametri iniziali e i risultati mostrano che il problema della coerenza temporale spiega l'inflazione negli Stati Uniti durante la presidenza di Greenspan alla Fed. La divisione utilizzata nel presente articolo ha permesso di evidenziare le variazioni nella politica avvenute al succedersi dei vari presidenti della *Federal Reserve*.

L'inflazione e la disoccupazione costituiscono il principale motivo di preoccupazione dei *policymakers*, i quali cercano di evitare che le economie sperimentino tassi di inflazione crescenti e un'elevata disoccupazione che negli anni ha raggiunto anche il 20% in alcuni paesi. Nel caso in cui il governo decidesse di servirsi del *trade-off* di breve periodo tra inflazione e disoccupazione la società sarebbe portata ad aspettarsi una maggiore inflazione per ridurre la disoccupazione, e nel caso in cui il governo non riducesse il tasso di inflazione essa penserebbe che si stia servendo del *trade-off* di breve periodo e ciò però comporterebbe un tasso di inflazione di equilibrio molto alto senza andare a ridurre il tasso di disoccupazione.

Il modello utilizzato ammette una radice unitaria del tasso di disoccupazione naturale e deviazioni temporanee tra il tasso di disoccupazione effettivo e quello naturale, il tasso di disoccupazione naturale è definito in modo casuale ed è rappresentato in questo modo:

$$U_t^N - U_{t-1}^N = \lambda(U_{t-1}^N - U_{t-2}^N) + \varepsilon_t$$

Dove U_t^N è il tasso di disoccupazione naturale, $1 > \lambda > -1$ ed ε_t è non correlato e si distribuisce una normale con media zero e varianza σ_ε .

La curva di Phillips viene definita come:

$$U_t = U_t^N - \alpha(\pi_t - \pi_t^e)$$

In cui U_t è il tasso di disoccupazione, $\alpha > 0$ ed indica la pendenza della curva, π_t e π_t^e corrispondono rispettivamente al tasso di inflazione e all'inflazione attesa.

L'inflazione effettiva è determinata dalla somma del tasso di inflazione definito dai *policymakers* π_p e di un termine di errore η :

$$\pi_t = \pi_p + \eta_t$$

Coloro che prendono decisioni di politica monetaria scelgono il valore di π_p che minimizza la seguente equazione:

$$(U_t - kU_t^N)^2 + b\pi_t^2$$

Nella quale $1 > k > 0$ e $b > 0$, servendosi dell'equazione appena definita e di quella che determina il tasso naturale di disoccupazione il problema che i *policymakers* si trovano a risolvere è:

$$\min E_t - 1 \left\{ \left(\frac{1}{2} \right) [(1 - k)U_t^N] - \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e) \right]^2 + \left(\frac{b}{2} \right) (\pi_t^p + \eta_t)^2 \right\}$$

Risolvendo il problema si ottiene una relazione tra inflazione e disoccupazione:

$$\pi_t - \alpha U_t = -\alpha A \varepsilon_t + (1 + \alpha^2 A) \eta_t, \quad \text{con } A = \frac{1-k}{b} > 0$$

Questa relazione è stata utilizzata per definire le restrizioni di lungo periodo, dato che inflazione e disoccupazione hanno una radice unitaria dovuta all'assunzione di non stazionarietà del tasso di disoccupazione naturale, inoltre inflazione e disoccupazione sono anche cointegrate e il lato sinistro dell'ultima equazione mostra stazionarietà. La restrizione di lungo periodo che è stata testata secondo il modello di Barro e Gordon (1983) è:

$$\begin{bmatrix} \pi_t & -\alpha U_t \\ U_t & U_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \lambda \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} & -\alpha U_{t-1} \\ U_{t-1} & -U_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} -\alpha A & 1 + \alpha^2 A \\ 1 & -\alpha \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \alpha(1 + \lambda) \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & -\alpha\lambda \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-2} \\ \eta_{t-2} \end{bmatrix}$$

Il vettore ARMA (1,2) riassume i vincoli imposti dal modello Barro e Gordon, i parametri di interesse sono α che rappresenta l'inclinazione della curva di *Phillips*, λ che misura il grado di persistenza della prima differenza del tasso di disoccupazione e $A = \frac{1-k}{b}$ dove k e b sono parametri che moltiplicano rispettivamente il tasso di disoccupazione naturale e l'inflazione. Nel caso in cui il parametro A sia maggiore di 1 questo vuol dire che la Fed riconosce una maggiore importanza alla stabilizzazione della disoccupazione rispetto alla stabilizzazione dell'inflazione.

Le serie utilizzate nell'analisi contengono dati trimestrali *Seasonally Adjusted*, il tasso di inflazione è misurato in base alle variazioni trimestrali implicite nel *GDP price deflator*, e il tasso di disoccupazione è determinato dalla disoccupazione civile. La *Figura 2.3.5* descrive il comportamento dell'inflazione e del tasso di disoccupazione che ha caratterizzato l'economia statunitense, ed evidenzia un co-movimento tra il tasso di inflazione e quello di disoccupazione che in seguito è stato testato in base al *test* di cointegrazione di Johansen, inoltre le restrizioni del modello richiedono anche la verifica di tale movimento nel breve periodo. Se il problema della coerenza temporale rimane, i movimenti del tasso di disoccupazione possono spiegare le dinamiche dell'inflazione.

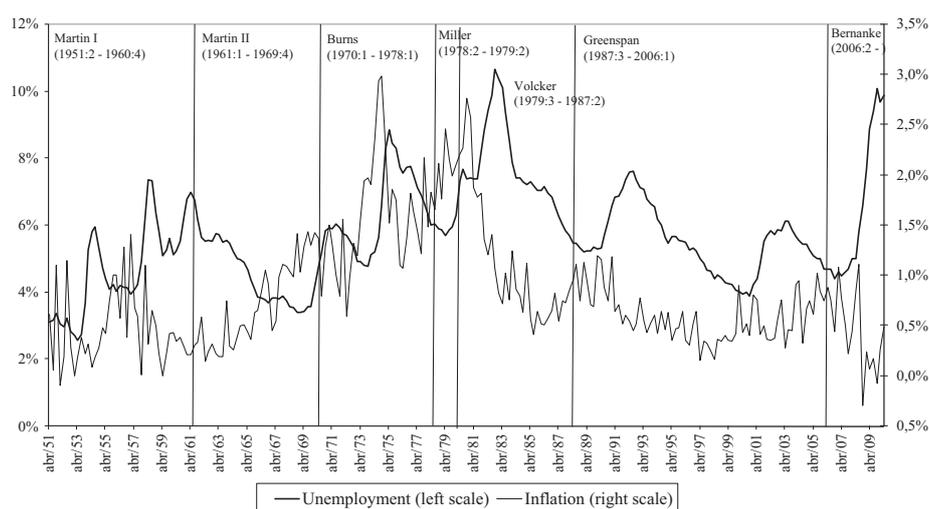


Figura 2.3.5: rappresentazione dell'andamento dell'inflazione e della disoccupazione relativa al periodo 1951q2-2010q2.

Fonte: Sachsida et al. (2011)

Dal *test* emerge che c'è cointegrazione tra inflazione e disoccupazione durante il periodo Burns-Miller (1970q1-1979q2), Volcker-Greenspan (1979q3-2006q1) e Greenspan (1987q3-2006q1), questo suggerisce che il problema di coerenza temporale è in grado di spiegare le dinamiche dell'inflazione negli Stati Uniti nel lungo periodo.

Essendo che uno dei principali problemi legato alla cointegrazione è legato all'ampiezza dell'intervallo considerato, periodi brevi tendono a compromettere il *test* e per questo motivo il *sample* è stato suddiviso in quattro periodi principali: quello precedente a Volcker (1952q2-1979q2), il periodo Volcker-Greenspan (1979q3-2006q1), Greenspan-Bernanke (2006q2-2010) e l'intero campione. Il periodo in cui è stata riscontrata cointegrazione è Volcker-Greenspan.

La stima del coefficiente alfa che misura l'inclinazione della curva di Phillips è risultata essere instabile nei vari periodi e registrano valori compresi tra 0,5 e 0,21 quindi dall'essere statisticamente significativa in alcuni periodi a non esserlo in altri.

Nel periodo Volcker-Greenspan la curva sembra essere abbastanza ripida, ogni punto percentuale guadagnato dall'inflazione si è tradotto in una riduzione della disoccupazione di 0,09 punti percentuali.

I *test* effettuati sulle restrizioni di breve periodo mostrano che le restrizioni vengono rifiutate in tutti i periodi tranne che durante la presidenza di Greenspan, periodo caratterizzato da rigide politiche anti-inflazionistiche.

Riassumendo Sachsida *et al.* (2011) avendo come obiettivo quello di verificare il contributo dell'incoerenza temporale nello spiegare il comportamento dell'inflazione statunitense nel periodo 1951-2010, ha dimostrato che nel lungo periodo la verifica effettuata sulla cointegrazione tra inflazione e disoccupazione durante i vari periodi Burns e Miller, Volcker-Greenspan, Greenspan ed anche in relazione al *sample* completo, può essere considerata un segnale che il problema della coerenza temporale spiega la dinamica dell'inflazione negli Stati Uniti in questi periodi. Infatti i risultati evidenziano un comovimento nel lungo periodo delle due variabili considerate, inflazione e disoccupazione. Le restrizioni imposte nel breve periodo vengono invece rifiutate in tutti i periodi tranne che nel periodo di Greenspan alla Fed, questo vuol dire che la versione del modello di Barro e Gordon considerata nell'articolo è in grado di spiegare le dinamiche dell'inflazione nel breve periodo. Dato che l'inflazione e la disoccupazione sono state trovate cointegrate, è possibile concludere che il problema della coerenza temporale ha pienamente spiegato le dinamiche inflazionistiche degli Stati Uniti durante l'era di Greenspan, però questa scoperta contraddice il punto di vista secondo cui il periodo Greenspan era caratterizzato da una politica monetaria rigorosamente anti-inflazionistica. Infatti movimenti del tasso di disoccupazione hanno rappresentato la dinamica dell'inflazione durante quel periodo.

Di conseguenza il calo della volatilità dell'inflazione statunitense attribuito alla buona conduzione delle politiche monetarie in realtà dovrebbe essere ricondotto a cause esogene o a coincidenze fortuite.

A. Haug *et al.* (2014) partendo dalla regola generale secondo cui la curva di Phillips nel lungo periodo risulta essere verticale, esamina la relazione tra inflazione e disoccupazione nel lungo periodo utilizzando dati trimestrali relativi al periodo *1952q1-2010q1* e metodi econometrici all'avanguardia. È stato evidenziato che esiste una relazione positiva tra le

due variabili considerate, infatti l'inflazione conduce la disoccupazione e i *test* per cambiamenti strutturali multipli in date non definite hanno mostrato che tale relazione è stabile. Viene quindi confermata la relazione positiva tra le due variabili nel medio-lungo periodo che risulta non essere contemporanea. Il livello più alto di correlazione incrociata si verifica quando i cicli hanno una durata di 8-50 anni e in cui la disoccupazione risponde all'inflazione dopo 13 trimestri cioè dopo 3 anni e quattro mesi.

Le uniche correlazioni significative o superiori al livello del 10% sono quelle in cui l'inflazione conduce la disoccupazione da 1 a 6 anni e le correlazioni significative al livello del 5% sono quelle in cui l'inflazione conduce la disoccupazione da 1 anno e mezzo a 5 anni e quattro mesi.

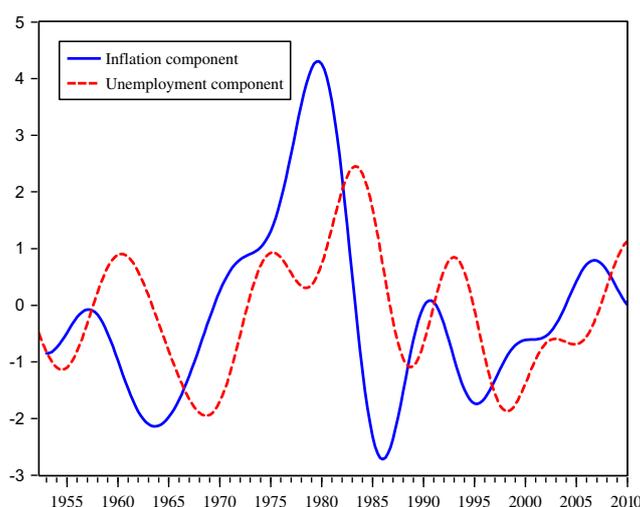


Figura 2.3.6: rappresentazione dell'andamento dell'inflazione e della disoccupazione relativa al periodo 1951q2-2010q2.

Fonte: Sachsida et al. (2011).

Ad un livello di significatività dell'1% le uniche correlazioni significative sono quelle in cui l'inflazione conduce la disoccupazione da 2 anni e quattro mesi a quattro anni e mezzo. Tutte le correlazioni significative assumono valori positivi, è stato inoltre evidenziato che i risultati sono abbastanza credibili e sono validi per cicli brevi, per periodi diversi, e diverse misure di inflazione.

Infine è stato evidenziato che la relazione di lungo periodo è stabile e priva di cambiamenti strutturali e quindi questo indica che non risulta essere influenzata dalla politica fiscale e da quella monetaria, nel lungo periodo è l'inflazione a condurre la disoccupazione per un periodo di tre anni. Ciò viene messo in evidenza nel grafico in *Figura 2.3.6* realizzato con dati filtrati di inflazione e disoccupazione dove viene messo

in evidenza che per tutto il periodo considerato la disoccupazione ha seguito di pari passo ma leggermente indietro l'inflazione.

Anche Samavati *et al.* (1994) hanno esaminato la relazione tra inflazione e disoccupazione ed hanno effettuato il *test di casualità di Granger* su dati degli Stati Uniti a partire dalla fine della guerra del Vietnam. I risultati hanno permesso agli autori di concludere che esiste una sola causalità unidirezionale dell'inflazione sulla disoccupazione e questo ha notevoli risvolti pratici.

L'ipotesi del tasso naturale non viene considerata nel periodo preso in esame dalla presente analisi, inoltre non è possibile dire se il coefficiente della curva di Phillips relativa al periodo considerato sarà positivo oppure negativo e questo aspetto legato all'esistenza di ritardi delle politiche implica che ci sono degli effetti legati al rischio di attuazione delle politiche.

La curva di Phillips o Fischer ha suscitato accesi dibattiti all'interno della teoria macroeconomica, Phillips (1958) scoprì l'esistenza di un legame tra l'inflazione dei salari nominali e il tasso di disoccupazione nel Regno Unito, mentre Fischer (1926) osservò la correlazione tra l'inflazione dei prezzi e la disoccupazione negli Stati Uniti.

L'importanza che questa relazione ha assunto nel tempo è legata al fatto che i *policymakers* sono chiamati a fare una scelta, accettare un'inflazione più elevata pur di ridurre il tasso di disoccupazione o viceversa, però nel caso in cui l'inflazione venisse anticipata la curva diventerebbe verticale in corrispondenza del tasso di disoccupazione naturale e allo stesso tempo se si considera la curva di Phillips aumentata per le aspettative se le variazioni dei prezzi non vengono completamente anticipate è possibile osservare una curva di breve periodo non verticale.

Friedman (1977) ha evidenziato che una pendenza negativa della curva di Phillips può essere dovuta a momenti di transizione, disordini politici oppure ad un'inflazione incontrollata e che la stabilità dei prezzi può essere la migliore soluzione. Nel caso in cui invece il tasso di inflazione non venga controllato, quindi nel caso in cui possa accelerare o decelerare in maniera casuale allora i meccanismi di determinazione dei prezzi non risulterebbero efficienti e sarebbero causa di periodi di disoccupazione, per questo motivo la curva di Phillips si troverebbe ad avere una pendenza positiva ed in queste condizioni il governo si troverebbe di fronte ad un dilemma su quali politiche adottare per uscire dalla recessione, monetarie oppure fiscali. Friedman ha affermato che l'inclinazione positiva della curva per periodi più lunghi potrebbe essere un fenomeno transitorio che scomparirà nel momento in cui gli agenti economici aggiusteranno le loro aspettative.

I *policymakers* affrontano il dilemma “*the Lady or the Tiger*” perché una curva con pendenza negativa durante la recessione premia i sostenitori della politica monetaria, identificata quindi come “la signora”, invece una curva di Phillips positivamente inclinata premia la tigre perché il decisore tenta una riduzione della disoccupazione con l’adozione di una politica monetaria.

Altri macroeconomisti hanno respinto l’esistenza della relazione espressa attraverso la PC, come i sostenitori della teoria del ciclo economico reale in base alla quale gli *shock* dell’offerta aggregata sono responsabili delle fluttuazioni della produzione e dell’occupazione. Questi economisti non considerano la curva di Phillips di breve periodo perché sostengono che le variabili nominali, come la moneta, non possono influenzare le variabili reali come l’*output*, di conseguenza l’efficacia della politica monetaria nel controllare il tasso di disoccupazione appare discutibile.

L’obiettivo di Samavati *et al.* (1994) è stato quello di indagare la relazione tra inflazione e disoccupazione per determinare se esiste una relazione causale tra le due variabili e se l’evidenza supporta l’ipotesi di una curva di Phillips non verticale per l’economia statunitense a partire dalla fine della guerra del Vietnam.

È stato applicato il *test* di causalità di *Granger* per verificare che ci fosse una relazione causale tra il tasso di inflazione e il tasso di disoccupazione, i risultati hanno implicazioni dal punto di vista della politica monetaria e quindi riguardano la “scelta crudele” che relativa al *trade-off* tra inflazione e disoccupazione. Inoltre nel determinare la relazione in termini di causalità di *Granger* c’è una controversia che riguarda quale variabile debba essere considerata come endogena.

Il *test* è stato effettuato sulle serie relative alla disoccupazione e al CPI degli Stati Uniti relative al periodo 1974-1990. Dall’analisi della funzione di autocorrelazione e dell’autocorrelazione parziale è emerso che nessuna delle due serie risultava essere integrata, in seguito è stato svolto anche il *test ADF* per verificare la non stazionarietà delle serie, entrambe le serie sono risultate essere stazionarie.

Successivamente le due serie sono state utilizzate per generare i modelli di previsione univariata e bivariata da utilizzare nel *test* di *Granger*, riportato nella *Tabella 2.3.1*. I risultati ottenuti nella regressione 1 (*inflation causes unemployment*) hanno confrontato le previsioni effettuate sul tasso di disoccupazione, quella bivariata offriva un maggior numero di informazioni rispetto a quella univariata, questo equivale a dire che i valori passati dell’inflazione sono utili informazioni per predire il tasso di disoccupazione e quindi è stato possibile affermare che l’inflazione “causa nel senso di *Granger*” la

disoccupazione, in questo caso i coefficienti dell'intercetta e dell'inclinazione sono positivi. Al contrario, il secondo modello di regressione 2 (*unemployment causes inflation*) mostra che valori passati del tasso di disoccupazione “non causano nel senso di Granger” l'inflazione, quindi l'analisi ha messo in evidenza una relazione causale unidirezionale, in questo caso come si vede nella tabella i coefficienti assumono valori negativi.

Table 6. REGRESSION RESULTS FOR TESTING GRANGER CAUSALITY

Alternative Hypothesis	Intercept	Slope	Durbin-Watson (d)
(1) Inflation causes Unemployment	0.034 (8.020)	0.025 (1.390)	1.421
(2) Unemployment causes Inflation	-0.283 (-5.501)	-0.007 (-0.522)	1.175

Note: Figures in parentheses are *t* statistics.

Tabella 2.3.1: risultati delle regressioni effettuate per svolgere il test di Granger.

Fonte: Samavati et al. (1994).

Samavati *et al.* (1994) nel periodo preso in esame 1974-1990 oltre ad evidenziare una sola relazione unidirezionale tra inflazione e disoccupazione, ha commentato, a sostegno dell'ipotesi secondo cui la curva non sarebbe stata verticale nel periodo indicato, che se effettivamente avesse assunto una forma verticale allora non avrebbero dovuto verificarsi nessi di causalità tra le due variabili, e quindi i risultati empirici raggiunti suggeriscono l'esistenza di una curva di Phillips non verticale.

Il nesso di causalità esistente tra le due variabili ha implicazioni sia dal punto di vista teorico che pratico. Infatti ciò che viene dimostrato dagli autori non è coerente con il paradigma del ciclo economico reale, in base al quale variazioni di moneta, che vengono associate a variazioni di inflazione, non sono rilevanti per spiegare la produzione aggregata e l'occupazione. Ciò che è stato dimostrato è che un fenomeno monetario, l'inflazione, causa un fenomeno reale, la disoccupazione.

Dal punto di vista pratico invece, il fatto che sia l'inflazione a causare la disoccupazione si traduce in un serio dilemma per i *policymakers*, la “scelta più crudele” è decidere se adottare o meno una politica espansiva finalizzata a guidare l'economia fuori dalla recessione, in quanto una simile politica è caratterizzata da un rischio intrinseco, non agire oppure agire e vedere cosa si nasconde dietro alla porta “*the lady or the tiger*”, in questo caso l'inflazione influisce sul tasso di disoccupazione.

Tuttavia i risultati ottenuti con il *test* non mostrano in via conclusiva che ci sia un *trade-off* tra inflazione e disoccupazione, ma possono essere interpretati a sostegno di una curva inclinata positivamente o negativamente.

La scelta più difficile sarà quella di andare a determinare il segno del coefficiente di pendenza della curva quando si verificheranno gli aggiustamenti dell'economia, se il coefficiente sarà positivo allora la politica fiscale o monetaria espansiva semplicemente aumenteranno il tasso di inflazione e di disoccupazione. In altre parole il dilemma dei *policymakers* è “agire o non agire”, mentre una curva di Phillips inclinata negativamente andrà ad aumentare una variabile e a ridurre l'altra.

Ormerod *et al.* (2013) hanno svolto un'analisi sull'andamento dell'inflazione e della disoccupazione negli Stati Uniti, nel Regno Unito e in Germania per il periodo 1871-2009, identificando tre diversi regimi di inflazione e disoccupazione per ciascun paese, mostrando che esistono delle similarità anche se i tassi nei diversi regimi sono diversi. È stato evidenziato che la curva di Phillips cambia nel corso del tempo e può essere instabile nel breve periodo, quindi risulta difficile identificare periodi in cui la PC assume forme determinate. L'analisi evidenzia che il ricorso al *trade-off* di breve periodo tra inflazione e disoccupazione da parte dei *policymakers* risulta essere mal risposto nel breve periodo. Chletsos *et al.* (2016) esaminano la capacità della curva di Phillips di prevedere l'inflazione nel corso della Grande recessione, sono stati utilizzati dati trimestrali relativi al Canada e agli Stati Uniti per il periodo compreso tra il 1960 e il 2013. È stata stimata la pendenza della curva su una finestra temporale di dieci anni (quaranta trimestri) e sono emerse prove a sostegno della sua instabilità, nello specifico si è visto che il coefficiente si riduce per gli Stati Uniti dal 1980 in poi, mentre aumenta per il Canada a partire dagli anni duemila. La simulazione dell'inflazione per il periodo 2008q1-2013q4 è stata poi confrontata con un modello *standard* costante della PC, e si è visto che le variazioni nel tempo della pendenza della curva migliorano l'accuratezza delle previsioni per gli Stati Uniti ma non per il Canada.

Innanzitutto è stato stimato il TV-NAIRU (*time varying-NAIRU*) in base alla seguente procedura:

$$\Delta\pi_t = \alpha u_t^* - \alpha u_t + v$$

Dove u_t^* è il NAIRU ed è costante, $\Delta\pi_t$ corrisponde alla differenza prima dell'inflazione, u_t equivale al tasso di disoccupazione e v identifica gli shock dell'offerta.

$$u_t^* + \frac{v}{\alpha} = u_t + \frac{\Delta\pi_t}{\alpha}$$

La parte sinistra dell'ultima espressione rappresenta il NAIRU al quale si aggiunge la componente ciclica della disoccupazione. È stato poi stimato il modello, la curva di Phillips *standard*:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

Nella quale π_t è il tasso di disoccupazione, u_t è il tasso di disoccupazione, u_t^* è il tasso naturale, $\beta < 0$ ed ε_t indica la componente di errore, e π_t^e rappresenta l'inflazione attesa che è stata ottenuta come una media mobile con quattro ritardi, mentre la somma dei coefficienti è uguale a 1:

$$\pi_t^e = 0,25[\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4}]$$

E se si sostituisce π_t^e nella curva *standard* si ottiene la curva di Phillips accelerata:

$$\pi_t = 0,25[\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4}] + \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$$

Per verificare l'efficacia della curva di Phillips nell'andare a prevedere l'inflazione la curva accelerata è stata stimata per il periodo 1960q1-2007q4 e la previsione sull'inflazione è stata effettuata per il periodo 2008q1-2013q4 assumendo che l'inclinazione della curva fosse costante (assunzione tutt'altro che realistica). È stato adottato un approccio dinamico, sono stati utilizzati i valori dell'inflazione previsti anziché l'inflazione effettiva per andare a definire l'inflazione attesa, e allo stesso modo sono stati utilizzati i valori effettivi del divario di disoccupazione.

In seguito è stata considerata una finestra temporale di dieci anni, pari a quaranta trimestri, per andare a stabilire se il coefficiente di inclinazione varia nel tempo, quindi è stata ristimata l'inflazione e poi è stato confrontato l'errore quadratico medio (*Root Mean Squared Error, RMSE*), dato dalla radice quadrata della differenza tra l'inflazione effettiva (π_{t+4}) e quella prevista al quadrato ($E(\pi_{t+4})$), con il modello avente il coefficiente di pendenza costante e variabile nel tempo.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\pi_{t+4} - E(\pi_{t+4}))^2}{n}}$$

In seguito è stato definito RMSE per il modello a pendenza costante e per quello a pendenza variabile in modo tale da decidere quale dei due fosse preferibile per prevedere l'inflazione, un valore di tale rapporto superiore all'unità indica che il primo modello è meno preciso del secondo e viceversa.

La *Figura 2.3.7* mostra l'andamento della curva di Phillips per gli Stati Uniti relativa a due diversi periodi 1960-1969 e 1970-2013, è evidente che la curva assume una pendenza negativa nel primo periodo e tende ad appiattirsi nel secondo, lo stesso viene mostrato anche per il Canada. L'appiattimento mostra che non c'è una relazione statistica tra

l'inflazione e il divario di disoccupazione. Osservando il grafico in *Figura 2.3.8* si nota che il modello prevede una deflazione nel terzo trimestre del 2011 e del 2014, mentre l'inflazione effettiva ha assunto valori negativi nel 2009, e il valore di RMSE è 2,10. Come è stato detto in precedenza, essendo che le simulazioni fuori campione non riescono a fornire stime precise dell'inflazione perché la curva varia nel tempo, per verificare se la pendenza è instabile, è stata effettuata una regressione su una finestra di dieci anni.

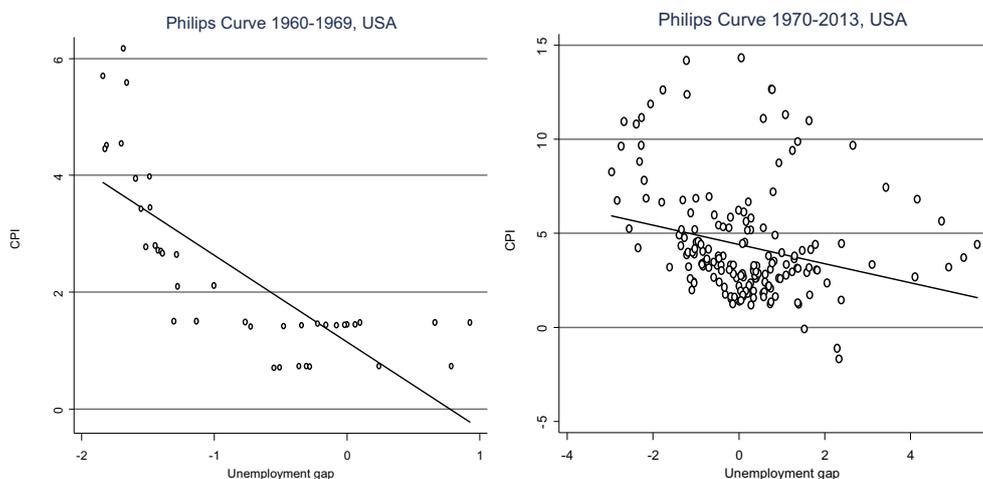


Figura 2.3.7: curva di Phillips di breve periodo per gli Stati Uniti.
Fonte: Chletsos et al. (2016).

Phillips curve estimations: $\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$.

	USA
β	-0.560
SE	0.045
Adjusted R^2	0.352
p-value for H_0 : coefficients on lagged inflation sum to one	0.278

Tabella 2.3.2: risultati OLS ottenuti a seguito della stima della curva per gli Stati Uniti.

Fonte: Chletsos et al. (2016).

La *Figura 2.3.9* evidenzia che il valore assoluto del coefficiente di disoccupazione negli Stati Uniti aumenta negli anni settanta e poi diminuisce gradualmente nel corso degli anni ottanta fatta eccezione per un brusco aumento nel 2009. Il valore stimato dell'inclinazione della curva risulta essere compreso tra -0,96 e -0,14, e quindi il tasso di inflazione diventa meno sensibile durante la recessione rispetto al modello con pendenza costante. In seguito è stata stimata l'inflazione per il periodo ridotto e il modello non mostra più la deflazione, questo è legato al fatto che il coefficiente della variabile disoccupazione è più piccolo in

valore assoluto di quando si utilizza un campione più recente, di conseguenza il controllo della variazione temporale del coefficiente di pendenza può aiutare a prevedere l'inflazione con maggiore precisione. Inoltre il valore di RMSE tra i due modelli è quasi identico (0,94) e si vede che l'errore di previsione è superiore del 6% per il campione più recente.

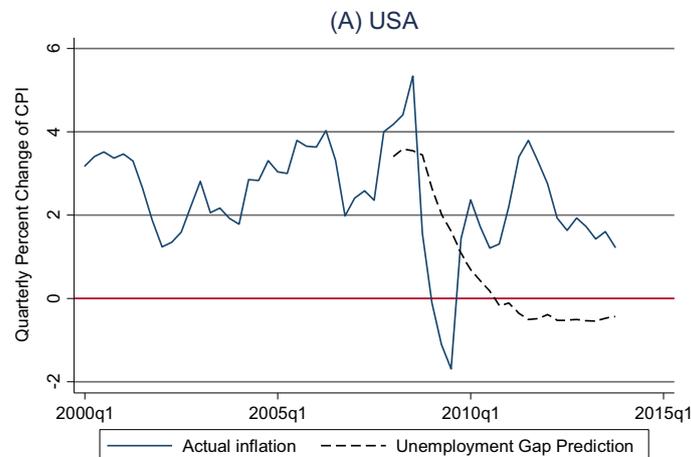


Figura 2.3.8: previsione dinamica dell'inflazione USA per il periodo 2008q1-2013q1, partendo dal sample 1960q1-2007q4.
Fonte: Chletsos et al. (2016).

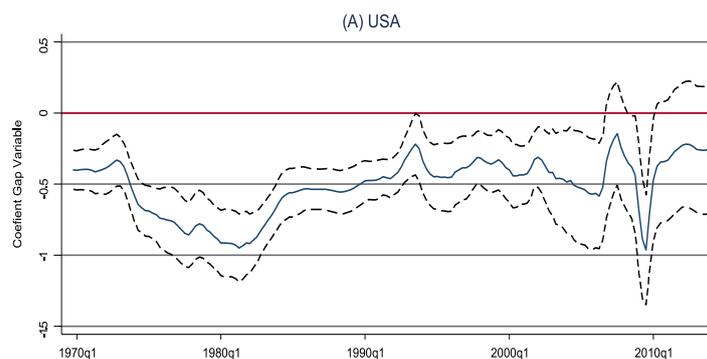


Figura 2.3.9: variabilità del coefficiente di pendenza della curva relativo al divario di disoccupazione.
Fonte: Chletsos et al. (2016).

Chletsos *et al.* (2016) hanno investigato l'abilità della curva di Phillips di predire l'inflazione durante il periodo di recessione, hanno stimato la curva e poi hanno effettuato la previsione sull'andamento dell'inflazione dal 2008 in avanti. Per quanto riguarda gli Stati Uniti il modello che hanno elaborato ha predetto una deflazione che in realtà non si è mai verificata. In seguito quando è stata effettuata la regressione è emerso che il coefficiente di pendenza per gli Stati Uniti diventava più piccolo in valore assoluto a

partire dall'inizio degli anni ottanta. Ciò ha dimostrato che l'inflazione è diventata meno sensibile alla deviazione del tasso di disoccupazione dal suo livello naturale nel periodo considerato. In seguito quando è stato ristimato il modello per il periodo 2004-2013 ed è stato simulato l'andamento dell'inflazione nel periodo di recessione 2008-2013, come previsto il modello con *sample* più recente offriva una migliore *performance*. La conclusione alla quale gli autori sono giunti è che la PC non è in grado di spiegare l'andamento dell'inflazione in tempi più recenti.

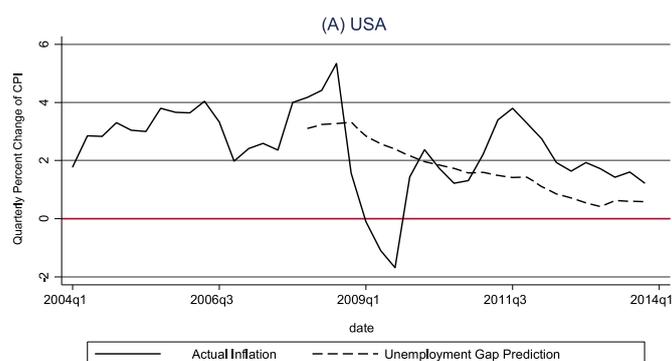


Figura 2.3.10: previsione dinamica dell'inflazione relativa al periodo 2008q1-2013q4, in riferimento al sample ridotto 2004q1-2013q4.
Fonte: Chletsos et al. (2016).

Lansing (2002) riprende e argomenta l'analisi svolta da Atkeson e Ohanian (2001) in base alla quale la curva di Phillips di lungo periodo non può essere utilizzata per prevedere in modo affidabile l'andamento dell'inflazione, la regressione svolta mostra che il coefficiente del tasso di disoccupazione, che misura l'inclinazione della curva, varia in base ai periodi di riferimento all'interno del *sample*, e questo conferma anche quanto mostrato in precedenza da Chletsos *et al.* (2016).

Atkeson e Ohaniam (2001) hanno mostrato che il coefficiente è significativamente negativo nel periodo 1960-1983 e vicino a zero nel periodo successivo al 1983, questo viene confermato dalla rappresentazione grafica in *Figura 2.3.11*, infatti la curva è molto piatta nel periodo 1983-2002 e l'appiattimento si traduce in una relazione tra il tasso di inflazione attuale e l'inflazione futura. Segni di instabilità sono mostrati anche nella *Figura 2.3.12* nella quale la pendenza della curva di breve periodo è stata ottenuta con una regressione su dati trimestrali relativi al periodo 1960-1974, la stima del parametro varia tra un valore minimo si -1,7 a un valore massimo pari a 0,5. Un valore positivo del

parametro farà sì che quando la disoccupazione si trova al di sotto del suo livello naturale l'inflazione si riduca e non aumenti.

Secondo il modello il rapporto tra il termine costante e il valore assoluto del parametro che definisce l'inclinazione della curva di Phillips da una stima del NAIRU, il quale non rimane stabile nel corso del tempo. Le spiegazioni che vengono date all'instabilità della curva di breve periodo sono legate al cambiamento del regime di politica monetaria che incide sulla formazione delle aspettative future, alle variazioni della forza lavoro che influenza il livello di NAIRU oppure a variazioni della produttività.

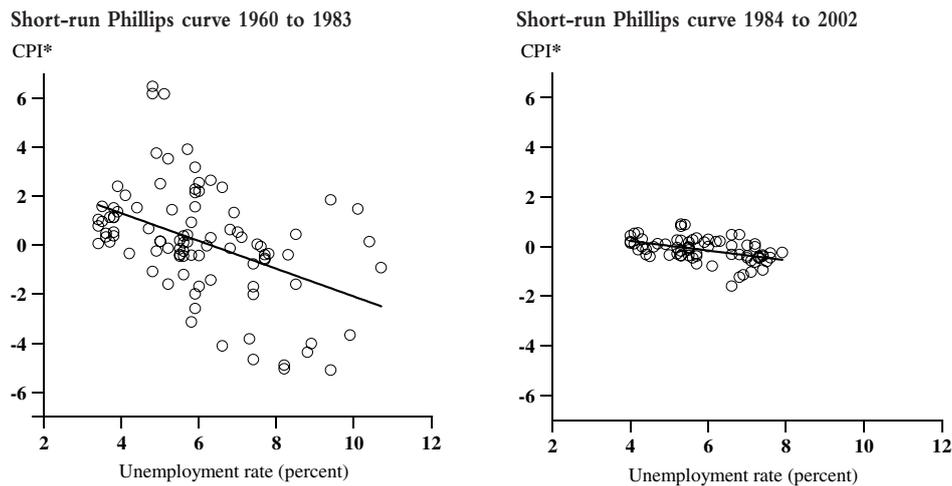


Figura 2.3.11: pendenza della curva di Phillips di breve periodo per gli Stati Uniti.

Fonte: Atkeson e Ohanian (2001).

Atkeson e Ohanian (2001) hanno effettuato la previsione sull'andamento dell'inflazione a partire dal 1984 in poi, ed è emerso che la previsione sotto-performa la previsione definita "ingenua" in base alla quale l'inflazione nel prossimo anno sarà la stessa degli ultimi quattro trimestri. La previsione "ingenua" afferma che il tasso di disoccupazione attuale non fornisce informazioni utili per andare a definire l'inflazione futura, questi risultati sono stati ottenuti per una serie di modelli che impiegano misure diverse di inflazione. Sulla base della loro analisi gli autori concludono che le previsioni dell'inflazione basate sulla curva di Phillips non dovrebbero essere considerate, la loro tesi viene avvalorata da innumerevoli altri studi come Stock e Watson (1999) e Cecchetti *et al.* (2000) che nell'andare a prevedere l'andamento dell'inflazione futura considerano un gran numero di indicatori oltre al tasso di disoccupazione, come il prezzo delle materie prime, l'offerta di moneta e i tassi di interesse.

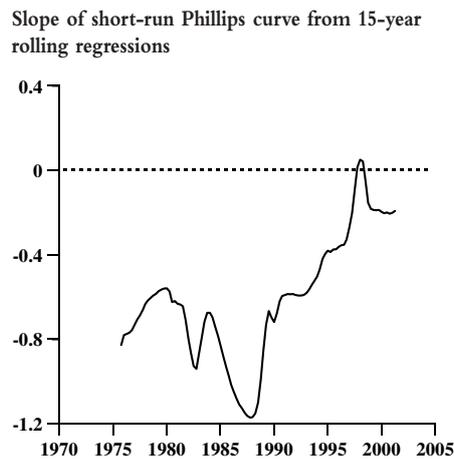


Figura 2.3.12: pendenza della curva di Phillips di breve periodo.
Fonte: Atkeson e Ohanian (2001).

Ciò che suggeriscono è che i *policymakers* reagiscano all'impossibilità di prevedere l'andamento dell'inflazione adottando un certo scetticismo nei confronti dei risultati di analisi e previsioni svolte prima di modificare le scelte di politica monetaria.

2.4 La curva di Phillips oggi

Il dibattito sulla curva di Phillips è più che mai attuale, infatti in letteratura molteplici sono gli studi che se ne occupano, i quali pur partendo da presupposti completamente diversi vanno ad indagare la relazione tra inflazione e disoccupazione e la sua evoluzione nel tempo.

Nello studio di Laseen *et al.* (2016) gli autori rivolgono la loro attenzione alle dinamiche inflazionistiche, e quindi all'interazione tra tasso di inflazione e tasso di disoccupazione, emerse a partire dalla crisi finanziaria globale e affermano che la crisi non ha intaccato la curva di Phillips degli Stati Uniti, servendosi nella loro analisi di una serie di strumenti econometrici e dimostrando che le variabili finanziarie esterne hanno un grande potere previsivo per quanto riguarda le dinamiche tra inflazione e disoccupazione nel periodo a seguito della crisi.

Andare a definire come la disoccupazione incide sull'inflazione è una questione che negli anni ha assunto un ruolo centrale nella macroeconomia, partendo dalle definizioni più semplici fornite dai libri di testo si dice che un aumento del tasso di disoccupazione faccia diminuire l'inflazione e viceversa. Nonostante questa risulti essere la regola generale, a seguito della grande crisi finanziaria tra il 2008-2009 si è verificata una riduzione

dell'inflazione più lenta di quanto era stato previsto, questo fenomeno è stato definito come “deflazione mancata”.

In tempi più recenti tassi di disoccupazione bassi avrebbero dovuto favorire un incremento dell'inflazione ma questa si è mantenuta sempre al di sotto dell'obiettivo fissato del 2%, questo ha spinto molti ricercatori a rivedere la relazione tra l'inflazione e le attività. Ovviamente diverse sono le implicazioni dal punto di vista della politica monetaria nel caso in cui ci si trovi di fronte ad una relazione tra inflazione e disoccupazione, variabile o non lineare.

Mentre una curva di Phillips lineare garantisce una risposta simmetrica della politica monetaria rispetto alle condizioni del ciclo economico, una curva non lineare, in cui l'inflazione aumenta rapidamente quando il tasso di disoccupazione scende al di sotto del tasso naturale può rendere necessario adottare delle misure preventive per contrastare l'inflazione.

Nel caso in cui la curva di Phillips risultasse essere molto piatta la politica monetaria dovrebbe reagire più rapidamente a variazioni del tasso di disoccupazione.

In Laseen *et al.* (2016) è stata presa in considerazione la dinamica tra inflazione e attività nel periodo successivo alla crisi, gli autori si sono chiesti se la crisi abbia “rotto” la curva di Phillips degli Stati Uniti e hanno cercato di giungere ad una conclusione prendendo in esame tre fattori che concorrerebbero a spiegare perché l'inflazione attualmente assume dei valori molto bassi. L'inflazione ridotta potrebbe essere dovuta a: frizioni finanziarie, a *shock* con tempi di recupero molto lenti, al ruolo assunto dalla globalizzazione dalla quale deriva una maggiore incidenza da parte di fattori internazionali rispetto ai fattori interni, ed anche all'inefficienza delle politiche di stabilizzazione.

L'approccio adottato nello studio è di tipo multivariato e utilizza *Large Bayesian Vector Autoregression (BVAR's)*, modelli con fattori dinamici (*DFM's, Dynamic Factor Models*), e *Time Varying BVAR's*, inoltre utilizzando un *dataset* molto ampio la maggior informazione ha permesso una migliore comprensione e verifica delle dinamiche dell'inflazione e della disoccupazione.

L'analisi empirica è stata svolta su un *sample* comprensivo di moltissime variabili sia di tipo macroeconomico (GDP globale e nazionale degli Stati Uniti, l'indice della produzione industriale, la fiducia dei consumatori), sia variabili relative ai prezzi (tra cui i prezzi delle materie prime, il *Consumer Price Index*), e di tipo monetario come i tassi di interesse a breve e lungo termine ed anche variabili di tipo finanziario in riferimento al periodo tra il 1987q1-2015q2.

La conclusione alla quale si giunge sta nell'affermare che la curva di Phillips non è stata compromessa dalla crisi finanziaria per cui si può ancora parlare dell'esistenza di tale curva, e inoltre la dinamica dell'inflazione risulta essere spiegata meglio dalle variabili finanziarie mentre la disoccupazione riflette maggiormente gli effetti delle variabili di credito.

Come in Laseen *et al.* (2016) anche altri studiosi si sono chiesti se si potesse ancora parlare della curva di Phillips la quale ormai è stata considerata scomparsa e priva di utilità, questo è legato al fatto che negli ultimi due decenni ci sono state piccole deviazioni del tasso di inflazione *core* nonostante il tasso di disoccupazione sia stato molto variabile nel corso del tempo.

L'apparente fallimento della PC sembrerebbe privare la Fed di uno strumento per stimare il tasso naturale di disoccupazione (NAIRU), quindi la *Federal Reserve* non avrebbe a disposizione i mezzi necessari per andare a stimare il divario di disoccupazione che corrisponde ad uno dei due obiettivi del proprio mandato.

Secondo quanto scrive R.J. Gordon (2013) il fallimento effettivo della curva di Phillips non si è verificato in tempi recenti ma è necessario tornare agli anni settanta quando la relazione inversa tra inflazione e disoccupazione risultò non essere più valida, infatti l'alta inflazione venne accompagnata da un elevato tasso di disoccupazione. È proprio il fallimento della curva che ha dato vita a partire dagli anni ottanta ad una rivoluzione delle teorie macroeconomiche che hanno iniziato a non incorporare più solamente la domanda ma anche l'offerta, nel 1982 lo stesso autore ha elaborato anche un modello soprannominato "modello triangolare", il quale prende in considerazione una serie di variabili che causano variazioni dell'offerta e che permette quindi di tracciare il comportamento dell'inflazione da quegli anni in avanti.

In base alla curva di Phillips *standard* era stato previsto che a partire dal 2008 si sarebbe verificata una deflazione, ma nella realtà questo non si è verificato e l'inflazione è stata relativamente stabile intorno all'1-2% ad eccezione degli squilibri dovuti alle variazioni del prezzo del petrolio. Questa è stata una delle motivazioni che hanno portato a screditare la curva di Phillips e di conseguenza la Fed non potendo contare su una PC affidabile non poteva stimare il NAIRU o il TV-NAIRU.

Il modello del "triangolo di Gordon" è in grado di prevedere l'andamento dell'inflazione con un'elevata precisione andando ben oltre il periodo considerato nell'analisi. Il modello già nel 1982 spiegava in anticipo perché il tasso di inflazione sarebbe sceso rapidamente nel periodo 1981-1986, perché l'inflazione sarebbe stata molto bassa negli anni novanta

nonostante la rapida crescita della domanda e la riduzione del tasso di disoccupazione ben al di sotto delle stime fatte sul NAIRU, e in fine diede una spiegazione della “deflazione mancata” negli anni che hanno caratterizzato la crisi economica e la ripresa tra il 2008 e il 2013.

Alcune ricerche svolte presso la Fed hanno dimostrato che la curva di Phillips americana si è appiattita negli ultimi decenni e il cambiamento della pendenza viene imputato alla politica monetaria adottata.

Gordon (2013) nel suo lavoro fa una comparazione della New Keynesian Phillips Curve e della specificazione della curva di Phillips in base al modello triangolare.

- *NKPC Model*

Esistono due varianti della nuova curva di Phillips, in una prima versione la forza che incide sull’inflazione è la disoccupazione o in alternativa il divario di disoccupazione, mentre nella seconda il divario viene sostituito dai costi marginali.

Il *background* teorico è dato dal fatto che le aziende seguono regole di aggiustamento contingenti dei prezzi, il prezzo richiesto dall’impresa dipende dal livello generale dei prezzi e dal divario di disoccupazione. Le imprese cambiano il loro prezzo solo di rado, ma quando lo fanno stabiliscono un prezzo pari al prezzo medio desiderato fino al successivo adeguamento e il livello di prezzo effettivo a sua volta è uguale alla media ponderata di tutti i prezzi che le aziende hanno fissato in passato. Le condizioni del primo ordine per l’ottimizzazione implicano che le previsioni sulle condizioni future del mercato sono importanti per le decisioni che devono essere prese sui prezzi oggi. Tale modello può essere risolto per ottenere la *standard NKPC* che fa sì che il tasso di inflazione (p_t) dipenda dall’inflazione futura attesa ($E_t p_{t+1}$) e dal divario di disoccupazione (o *output gap*, $(U_t - U_t^*)$):

$$p_t = \alpha E_t p_{t+1} + \beta(U_t - U_t^*) + e_t$$

Dove U_t è il tasso di disoccupazione e nel caso in cui $\alpha = 1$ allora U_t^* coincide con il NAIRU. Il punto è quello di trovare una *proxy* per quanto riguarda le aspettative future ($E_t p_{t+1}$), l’approccio *standard* consiste nell’utilizzo di variabili strumentali e l’equazione di primo stadio da includere nel processo di stima dei minimi quadrati (a due stadi) è:

$$E_t p_{t+1} = \sum_{i=1}^4 \lambda_i p_{t-i} + \phi(U_t - U_t^*)$$

Sostituendo questa equazione nella precedente si ottiene la seguente forma:

$$p_t = \alpha \sum_{i=1}^4 \lambda_i p_{t-i} + (\alpha\phi + \beta)(U_t - U_t^*) + e_t$$

In pratica la nuova curva di Phillips (*NKPC*) è semplicemente una regressione del tasso di inflazione su ritardi dell'inflazione e del divario di disoccupazione.

In letteratura sono state elaborate molte versioni della New Keynesian Phillips Curve, tra queste viene in rilievo una forma ridotta elaborata da Roberts (2006) nella quale il NAIRU viene assunto costante e la somma dei coefficienti ritardati dell'inflazione si assume sia pari all'unità:

$$p_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i p_{t-i} + \gamma + \beta U_t + e_t$$

Dove la costante implicita del tasso naturale di disoccupazione è pari a $U_t^* = -\gamma/\beta$.

- *Gordon's Triangle Model*

Una soluzione ai fallimenti apparenti della curva di Phillips verificatisi negli anni settanta, quando l'inflazione era positivamente correlata con al tasso di disoccupazione, e poi in corrispondenza della crisi del 2007-2008, si è avuto quando è stata riconosciuta una certa simmetria tra la macroeconomia e la microeconomia, in cui le semplici curve di domanda e offerta dimostrano che il prezzo e la quantità di grano possono essere correlati positivamente o negativamente, a seconda dell'importanza della domanda rispetto a variazioni dell'offerta. A partire dal 1975, un nuovo corpo di ricerca ha mostrato che la stessa possibilità di una correlazione positiva o negativa dei fattori di domanda come il tasso di disoccupazione doveva essere vera anche per il tasso di inflazione macroeconomica, a seguito di cambiamenti dell'offerta aggregata.

Quindi dire che la macroeconomia ha raggiunto la microeconomia equivale a dire che l'inflazione può essere negativamente correlata alla disoccupazione quando prevalgono gli *shock* della domanda, come è successo in corrispondenza della guerra del Vietnam quando si è verificata un'elevata inflazione e una bassa disoccupazione, ma l'inflazione potrebbe anche essere correlata positivamente con la disoccupazione ed è sufficiente far riferimento ad un periodo come il 1973-75 quando l'aumento del prezzo del petrolio ha fatto aumentare l'inflazione, andando a ridurre il potere d'acquisto e causando una forte recessione e un consistente aumento del tasso di disoccupazione (stagflazione).

Il modello triangolare di Gordon (1977) è stato sviluppato a seguito della prima crisi petrolifera 1973-1975 che ebbe come immediata conseguenza un simultaneo incremento di inflazione e disoccupazione, che risultavano quindi positivamente correlate.

Il modello sviluppato viene definito “triangolare” perché la curva di Phillips viene fatta dipendere da tre elementi: inerzia, domanda e offerta. Il tasso di inflazione sarà:

$$p_t = a(L)p_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t$$

Le lettere minuscole indicano le differenze prime logaritmiche, le maiuscole i livelli e L è l'operatore ritardo.

La variabile endogena, ovvero il tasso di inflazione (p_t), dipende dai ritardi sul tasso di inflazione ($a(L)p_{t-1}$), da D_t che corrisponde ad un indice di eccesso di domanda e z_t corrisponde ad un vettore di variabili relative agli *shock* dell'offerta, ed e_t indica la componente di errore.

Se la somma dei ritardi dell'inflazione risulta essere pari all'unità allora si avrà un tasso naturale (D_t^N) coerente con un tasso di inflazione costante. In questo caso vengono utilizzati valori ritardati del divario di disoccupazione come una *proxy* del parametro D_t dove il divario è dato dalla differenza tra il tasso di disoccupazione e quello naturale, e il *NAIRU* può variare nel tempo.

La stima del *Time Varying-NAIRU* combina l'equazione dell'inflazione di cui sopra, con il divario di disoccupazione che funge da *proxy* per l'eccesso di domanda, con una seconda equazione che consente di esplicitare il *NAIRU* nel modo seguente:

$$p_t = a(L)p_{t-1} + b(L)(U_t - U_t^N) + c(L)z_t + e_t$$

$$U_t^N = U_{t-1}^N + \eta_t$$

Dove $E(\eta_t) = 0$ e $var(\eta_t) = \tau^2$ e il termine η_t non è correlato con e_t . Se la standard deviation $\tau_\eta = 0$ il tasso di disoccupazione naturale è costante, se invece assume un valore positivo il tasso può variare nel tempo.

Ciò che contraddistingue i due approcci, la *NKPC* e il modello triangolare di Gordon, sta nel fatto che il secondo modello include lunghi ritardi della variabile dipendente, ritardi addizionali del divario di disoccupazione e variabili esplicite che esprimono gli *shock* dell'offerta, ovvero gli effetti sul tasso di inflazione di cambiamenti nei prezzi.

La *Figura 2.4.1* mostra l'andamento del tasso di inflazione (curva gialla) e del tasso di disoccupazione (curva blu) relativamente al periodo 1962q1-2013q1. Osservando il grafico è possibile notare la relazione negativa tra inflazione e disoccupazione in corrispondenza degli anni 1962-1969, negli anni settanta c'è stata una correlazione positiva tra le due variabili e in seguito alla fine degli anni ottanta un lieve calo della disoccupazione è stato seguito da un incremento del tasso di inflazione del 3% nel 1987, e del 5% tra il 1989 e il 1990. Anche tra il 1996 e gli anni duemila la disoccupazione è

scesa molto al di sotto della media pari a 5,84% e nonostante questo non si è verificata un'impennata del tasso di inflazione come invece era avvenuto alla fine degli anni sessanta e degli anni ottanta.

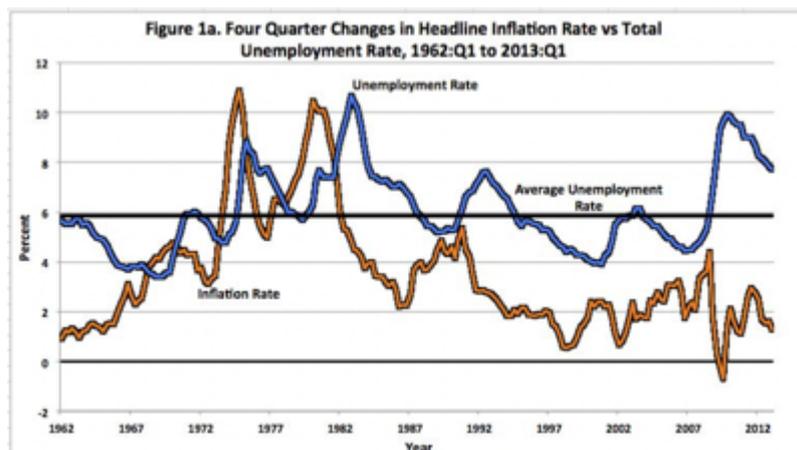


Figura 2.4.1: andamento del tasso di disoccupazione e del tasso di inflazione negli Stati Uniti nel periodo 1962q1-2013q1.
Fonte: Gordon (2013).

In un primo momento è stato testato il modello *NKPC* di Roberts (2006) che non considera gli effetti dovuti agli *shock* dell'offerta, e sono state svolte due simulazioni: la prima in riferimento al periodo 1996-2012 e la seconda invece al 2006-2013.

I grafici ottenuti evidenziano una simulazione inesatta, infatti nella prima *Figura 2.4.2* l'inflazione è pari a circa il 7% nel 2000 e arriva ad essere pari al 10% nel 2008 prima di raggiungere il 4% nel 2013. Il secondo grafico invece evidenzia che entro il 2013 il tasso di inflazione si riduce e arriva ad essere pari al -4,5%.

In seguito sono state svolte delle simulazioni relative agli stessi periodi, sia in base al modello *NKPC* sia in base al modello triangolare di Gordon ed è stato effettuato un confronto.

Si nota osservando le *Figure 2.4.2* e *2.4.3* che tra le due simulazioni relative ai due periodi (1997-2012, 2007-2013) l'andamento del tasso di inflazione ottenuto in base al secondo modello si avvicina di più a quello effettivamente verificatosi.

Però nonostante le *performance* ottenute con il modello triangolare siano superiori, i valori ottenuti nella simulazione evidenziano la tendenza a predire un tasso di inflazione inferiore.

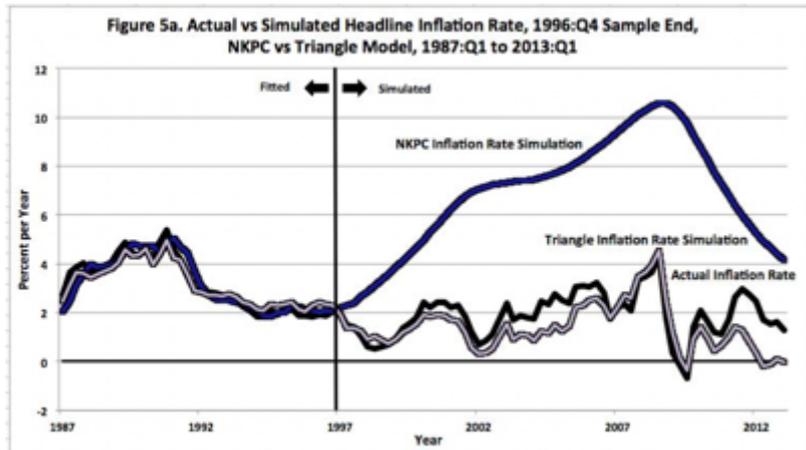


Figura 2.4.2: confronto delle simulazioni ottenute con i due metodi, NKPC e triangle model, relativo al periodo 1997-2012.
Fonte: Gordon (2013).

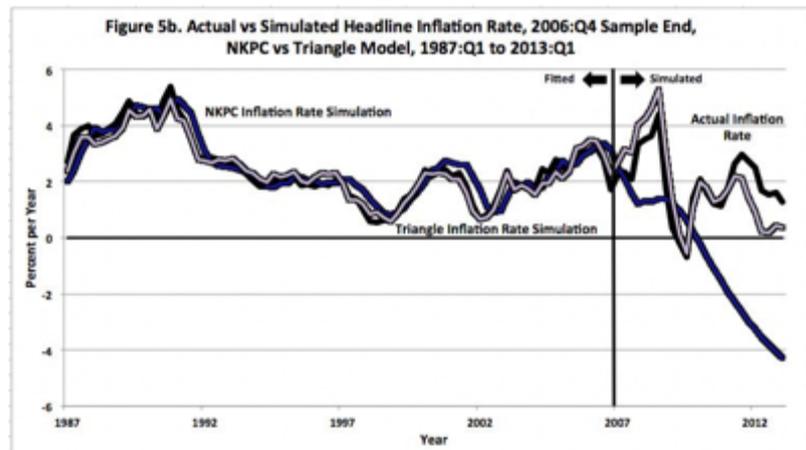


Figura 2.4.3: confronto delle simulazioni ottenute con i due metodi, NKPC e triangle model, relativo al periodo 2007-2013.
Fonte: Gordon (2013).

Nella letteratura europea degli anni ottanta è emerso anche il problema relativo alla disoccupazione di lungo periodo, con la quale si fa riferimento a quei lavoratori disoccupati da più di sei mesi che non vengono considerati dei candidati ideali da parte dei datori di lavoro di conseguenza questo potrebbe esercitare una certa pressione al ribasso sui prezzi e sui salari, e quest'aspetto è diventato particolarmente rilevante a partire dal 2008 perché la persistenza del tasso di disoccupazione di lungo periodo negli Stati Uniti ha fatto sorgere una certa similarità tra la situazione europea e quella americana.

La Figura 2.4.4 mostra tre curve, una blu che identifica il tasso di disoccupazione complessivo, quella rossa che evidenzia il tasso di disoccupazione di breve periodo (lavoratori disoccupati da meno di 27 settimane), mentre quella verde esprime

graficamente la differenza tra le due rette citate in precedenza e corrisponde al tasso di disoccupazione di lungo periodo.

Tra il 1960 e il 1975 la disoccupazione di lungo periodo ha assunto valori al di sotto dell'1%, ha raggiunto un valore più elevato intorno al 2% negli anni 1981-1982, ma il picco si è verificato in corrispondenza degli anni 2009-2010 quando ha raggiunto il 4% e si è ridotta nel 2013.

La distinzione tra disoccupazione di breve e lungo periodo può essere utile per andare ad indagare la causa della cosiddetta “deflazione mancata” nel 2008.

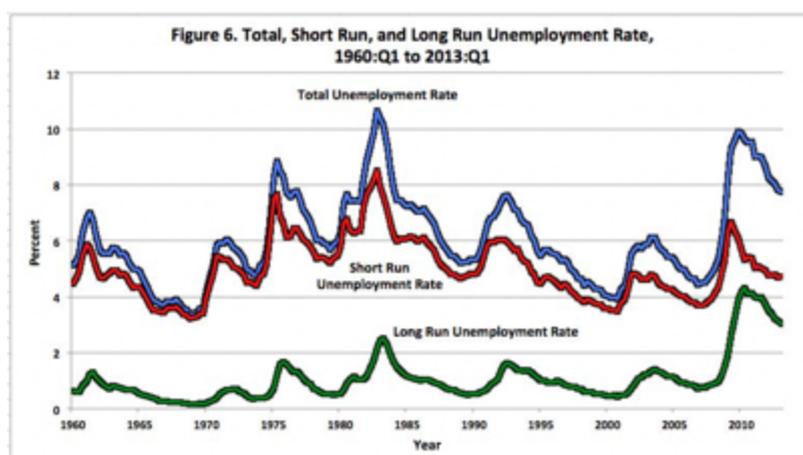


Figura 2.4.4: andamenti del tasso di disoccupazione totale, di breve e lungo periodo, dal 1960 al 2012.
Fonte: Gordon (2013).

Il TV-NAIRU è una variabile fondamentale che la Fed valuta per le decisioni relative al proprio operato, se si osserva il grafico in *Figura 2.4.5* anch'esso si compone di tre curve, quella relativa al tasso naturale complessivo, quella di breve e quella di lungo periodo, si nota che si è verificato un picco verso la fine degli anni settanta e per metà degli anni ottanta, e in seguito c'è stato un progressivo declino dopo il 1990 fino agli anni 2000, ed alcuni hanno ricondotto questa riduzione alla demografia e soprattutto allo sviluppo delle moderne tecnologie che permettevano al mercato del lavoro di essere più efficiente.

Nella *Figura 3.4.5* si vede inoltre che il TV-NAIRU è notevolmente aumentato a partire dal 2007 e se si osserva anche la curva rossa del grafico corrispondente al tasso di breve periodo questo si spiega meglio, infatti il NAIRU di breve periodo evidenzia lo stesso declino tra il 1990 e il 2006 e passa dal 4,3% al 3,8% anche se aumenta più lentamente a partire dal 2007 per poi crescere nuovamente nel primo trimestre del 2013 e arrivare al

4,3%. Per quanto riguarda il tasso complessivo NAIRU negli stessi periodi si riduce passando dal 5,1 al 4,8% e poi cresce fino al 6,5%.

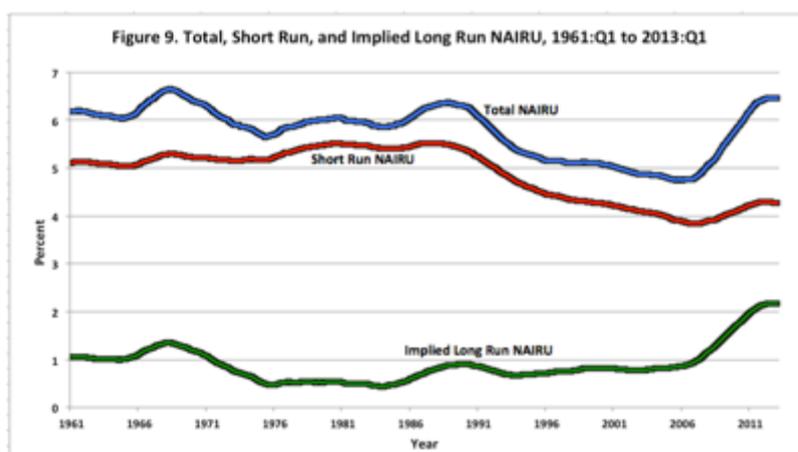


Figura 2.4.5: andamenti del NAIRU complessivo, di breve e lungo periodo, dal 1960 al 2012.
Fonte: Gordon (2013).

Il NAIRU di lungo periodo segue l'andamento della curva verde, è rimasto stabile dal 1962 al 2007 con un valore medio pari allo 0,8%, dopo il 2007 è cresciuto rapidamente arrivando ad essere pari al 2,17% nel 2013.

Tra il 2006 e il 2013 il tasso naturale complessivo è aumentato passando dal 4,77 al 6,45%, il tasso di breve periodo è passato da 3,84 a 4,28% e quello di lungo periodo è passato da 0,93 al 2,17%.

Il fatto che il TV-NAIRU in riferimento al tasso complessivo di disoccupazione naturale sia aumentato dal 2008 è una questione centrale per la Fed. Daly *et al.* (2011) nella loro analisi della curva di *Beveridge* (posti liberi *versus* disoccupazione) e della curva che riguarda la creazione di posti di lavoro, giungono alla conclusione che il tasso di disoccupazione di equilibrio è aumentato dal 5% prima del 2008 a 5,9% nella metà del 2011 quindi si avvicinano molto alla conclusione di Gordon (2013) anche se si fa riferimento ad un metodo completamente diverso, infatti il valore del NAIRU per il tasso di disoccupazione totale in *Figura 2.4.5* è superiore al 6% nel 2011.

Estevao *et al.* (2011) sono giunti ad una conclusione ancora più stringente esaminando le variazioni tra gli stati, ed affermano che il tasso di disoccupazione aggregato di equilibrio risulta essere pari a 1,75 punti percentuali in più rispetto al 5% verificatosi prima della crisi, gli stessi autori hanno previsto che nel caso in cui il tasso scendesse al di sotto del 7% potrebbero verificarsi delle pressioni inflazionistiche. Ciò che fa riflettere la *Federal*

Reserve è l'effetto di una politica monetaria accomodante che può andare a ridurre il tasso di disoccupazione senza innescare un incremento del tasso di inflazione.

Si è visto che in Gordon (2013) il modello triangolare risulta essere preferibile per valutare il futuro, infatti sono stati esaminati due scenari, nel grafico in *Figura 2.4.6* il tasso di disoccupazione totale è stato ridotto al 5% che corrisponde al tasso registrato effettivamente tra il 2010 e il 2013, e questo ha portato il tasso di disoccupazione dal 7,73% nel 2013 al 5% nel 2018 valore mantenuto fino al 2023.

Nella *Figura 2.4.6* la linea blu evidenzia la simulazione fatta dell'inflazione considerando il tasso di disoccupazione totale mentre la linea rossa considera quello di breve periodo. Se si considera la curva rossa il tasso di inflazione sale del 2% nel quarto trimestre del 2016, mentre se si fa riferimento alla curva blu relativa al tasso di disoccupazione di breve periodo sale nel secondo trimestre del 2017. Entro il 2023 in base a questo grafico il tasso di inflazione raggiungerà il 3,4% in entrambi i casi.

In alternativa è stata svolta anche una seconda simulazione nella quale la riduzione del tasso di disoccupazione totale e di breve periodo vengono bloccati al valore registrato nel 2013, in questo caso non essendo emersi dei divari di disoccupazione negativi l'inflazione è rimasta stabile e i suoi valori si sono aggirati intorno all'1-2% all'interno dell'intervallo considerato 2013-2023.

In Gordon (2013) l'autore si è chiesto come la curva di Phillips potesse riscuotere ancora una certa rilevanza dato che l'inflazione *core* (inflazione di beni e servizi che non considera gli alimenti e l'energia) si è aggirata intorno all'1-2% nei decenni passati nonostante un tasso di disoccupazione crescente e una situazione pessima nel mercato del lavoro negli Stati Uniti dal 2008. Si ritiene che la stabilità dell'*inflation core* rifletta il successo delle politiche adottate dalla Fed nel guadagnare credibilità e nell'ancorare il tasso di inflazione.

Se non ci fosse una correlazione tra inflazione e disoccupazione allora non esisterebbe neanche un tasso naturale di disoccupazione e non potendo stimare il NAIRU la *Federal Reserve* non potrebbe a sua volta stimare il divario di disoccupazione che determina la variazione dell'inflazione. Si può affermare quindi che la curva di Phillips sia viva e vegeta e che il modello triangolare con il suo coefficiente di disoccupazione stabile generi un NAIRU endogeno che può essere utilizzato dalla banca centrale come segno di demarcazione tra un'inflazione che cresce più velocemente o più lentamente.

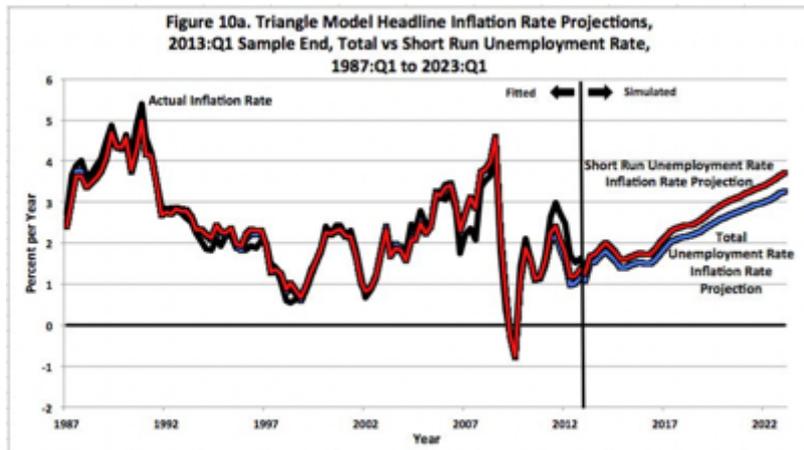


Figura 2.4.6: prima simulazione dell'andamento dell'inflazione 2013-2023.

Fonte: Gordon (2013).

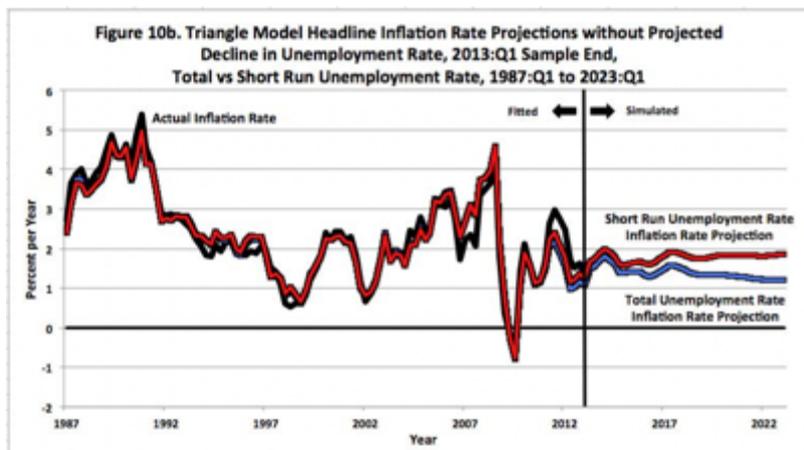


Figura 2.4.7: seconda simulazione dell'andamento dell'inflazione 2013-2023.

Fonte: Gordon (2013).

Il modello di Gordon ha avuto molto successo e notevoli risvolti in letteratura può prevedere l'andamento dell'inflazione per i sedici anni successivi, a differenza dell'approccio NKPC che si è rivelato essere infruttuoso se applicato ai dati statunitensi, non è stato possibile spiegare perché l'inflazione sia stata così bassa in un contesto di domanda elevata alla fine degli anni novanta o perché la deflazione non si sia verificata in presenza di una bassa domanda nel periodo 2009-2013.

Per la *Federal Reserve* il "triangle model" suggerisce che potrebbe essere rischioso far scendere il tasso di disoccupazione al di sotto del 6,5%.

Come l'economista Gordon si è chiesto se la curva potesse essere considerata ancora valida, allo stesso tempo altri studi come Berson *et al.* (2018) si sono interrogati sull'effettiva esistenza della curva di Phillips ai giorni nostri.

In base a delle stime della *Banque de France* la pendenza della curva per quanto riguarda l'area europea è rimasta contenuta e significativamente diversa da zero dalla crisi, nei paesi che rientrano nel *G-7* (Stati Uniti, Italia, Giappone, Francia, Regno Unito, Canada e Germania) i coefficienti di inflazione a partire dagli anni ottanta sono diventati poco significativi andando a suggerire un passaggio alla curva “non accelerata”.

Dato che le condizioni della domanda globale sono ancorate ai prezzi delle importazioni, che includono anche il prezzo del petrolio, la persistenza di un *output gap* negativo e il crollo del prezzo del petrolio spiega in gran parte il basso livello dell'inflazione nell'area europea a partire dal 2014.

Comunque anche altri fattori hanno giocato un ruolo rilevante come la debole dinamica dei salari e il rischio connesso ad un'inflazione poco stabile, soprattutto quest'ultima ha richiesto una risposta efficace da parte della politica monetaria.

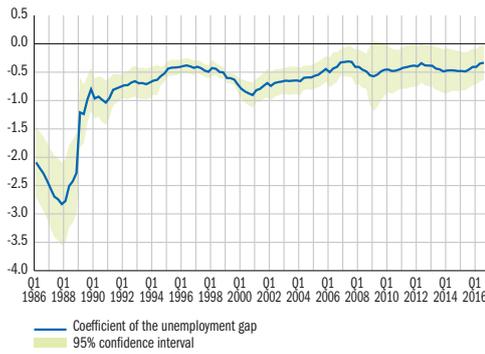
Al quesito sollevato riguardante l'esistenza della curva in tempi più recenti si è risposto facendo riferimento a delle stime elaborate dalla *Banque de France*. Molte sono state le specificazioni della curva di Phillips, a partire da una relazione tra la crescita dei salari e il tasso di disoccupazione, all'incorporare le aspettative sull'inflazione e infine a sostituire come variabile dipendente, i salari con i prezzi.

Una versione più recente è data dalla *New Keynesian Phillips Curve (NKPC)* che consiste nell'esprimere la relazione tra l'inflazione, l'inflazione attesa e l'*output gap* relativo alla disoccupazione.

In Berson *et al.* (2018) è stata stimata una curva di Phillips con i dati relativi ai paesi rientranti nel *G-7* relativi al periodo 1980-2016, la regressione spiega l'inflazione considerando il *gap* tra disoccupazione e il suo livello strutturale e misura le aspettative sull'inflazione in base ad una media mobile sull'inflazione.

La pendenza della PC si è ridotta in modo significativo tra gli anni ottanta e gli anni novanta, questo emerge dal grafico nella *Figura 2.4.8* e poi da quegli anni la pendenza è rimasta relativamente stabile raggiungendo un valore espresso in termini assoluti pari a 0,5. Il coefficiente dell'inflazione passata è rimasto al di sotto ma molto vicino ad uno per tutti gli anni novanta, poi ha iniziato a ridursi fino ad arrivare ad essere quasi pari a zero in tempi più recenti. Si è verificato quindi un passaggio da una curva di Phillips “accelerata”, nella quale il tasso di disoccupazione influenzava variazioni dell'inflazione, ad una curva di Phillips “non accelerata”, nella quale il tasso di disoccupazione influenza il livello dell'inflazione. Questo cambiamento riflette una modifica nel meccanismo di formazione delle aspettative da parte degli agenti economici.

C1 Estimated coefficient of the unemployment gap in G7 countries



C2 Estimated coefficient of past inflation in G7 countries

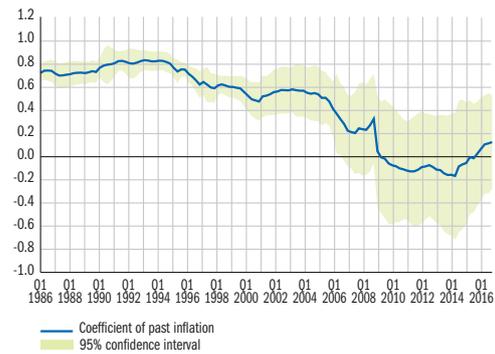


Figure 2.4.8: a sinistra l'andamento del divario di disoccupazione nei paesi del G7 relativo al periodo 1980-2016, a destra rappresentazione grafica dell'andamento dell'inflazione nello stesso periodo.

Fonte: Gordon (2013).

L'analisi è stata svolta per l'area euro considerando diverse variabili di sottoccupazione (la disoccupazione e altre misure di *output gap*) e i prezzi di importazione (tra cui il prezzo del petrolio), il modello è stato specificato nel seguente modo:

$$\Delta \log HCPI_t^{SA} = const + c_1 \Delta \log HCPI_{t-1}^{SA} + c_2 OG_{(t-1)} + c_3 \Delta \log PI_t + c_4 DVAT_t + \varepsilon_t$$

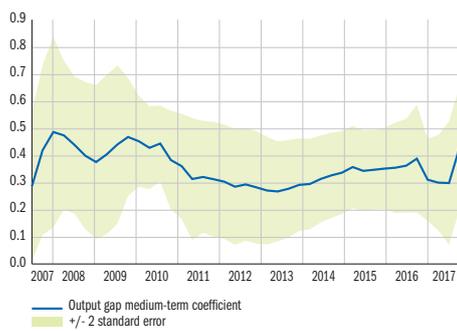
Dove $HCPI_t^{SA}$ è l'indice armonizzato dei prezzi al consumo *Seasonally Adjusted*, OG è l'*output gap*, PI_t definisce il prezzo delle importazioni, e $DVAT_t$ è una variabile di tipo *dummy*.

Il grafico nella Figura 2.4.9 mostra una pendenza stabile che si aggira intorno allo 0,4 quindi è significativamente diversa da zero.

La curva di *Phillips* stimata per l'area euro evidenzia che le condizioni della domanda incidono sull'inflazione relativa al singolo paese soprattutto attraverso il prezzo delle importazioni e nello specifico quello del petrolio.

C3 Slope of the Phillips curve in the euro area

(rolling window over 36 quarters, start of the first estimate: Q4 1998)



T1 Phillips curves for the total euro area HICP^{a)}

(1999-2017, quarterly data)

Endogeneous variable: $\pi(t)$	Equation 1	Equation 2
Constant	0.26***	0.32***
$\pi(t-1)$	0.39***	0.27**
Output gap euro area (t-1)	0.04*	0.07***
Global output gap excluding euro area (t-1)	0.00	-0.02
Δ import price (t)		0.09***
VAT increase dummy	0.17**	0.22***
Adjusted R ²	0.23	0.57

Figura e Tabella 2.4.9: a sinistra il grafico rappresenta la pendenza della curva di Phillips nel periodo 2006-2017, e a destra la tabella mostra l'incidenza delle variabili nella determinazione della curva di Phillips.

Fonte: Gordon (2013).

L'inflazione nell'area europea per il periodo 2014-2017 è stata particolarmente ridotta e in media si è aggirata intorno allo 0,5%, molto al di sotto della media di lungo periodo. Questa riduzione è dovuta al fatto che un calo dei prezzi delle importazioni causa a sua volta una riduzione del prezzo del petrolio e un *output gap* negativo che hanno contribuito quindi a ridurre l'inflazione.

Il valore negativo dei residui a partire dal 2014 suggerisce che ci sono molteplici fattori che devono essere presi in considerazione, come la debole dinamica dei salari a partire dalla ripresa economica, la forza lavoro, la compensazione verso il basso delle rigidità nominali dei salari e l'invecchiamento della forza lavoro.

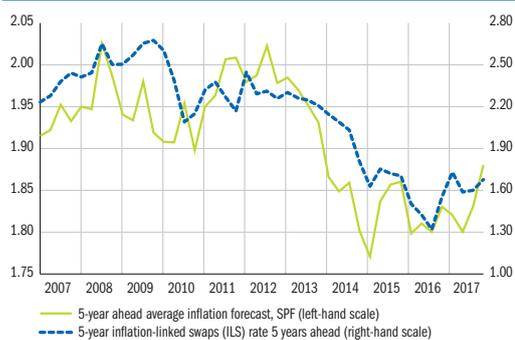
Durante il periodo 2008-2011 l'aggiustamento ridotto in media dei salari è legato al fatto che le perdite di lavoro riguardavano lavoratori poco qualificati e privi di esperienza, invece durante un periodo di ripresa la composizione della forza lavoro agisce nella direzione opposta: lavoratori meno qualificati e con poche esperienze vengono reintrodotti nella forza lavoro facendo quindi abbassare il salario medio.

Un altro fattore che deve essere tenuto in considerazione è dato dal forte calo delle aspettative sull'inflazione verificatosi a metà del 2014 rispetto al *target* basso ma vicino al 2%, indipendentemente che si considerino i risultati ottenuti da *Survey of Professional Forecasters (SPF)* o in alternativa dati di mercato (*inflation linked-swaps, ILS*).

Allo stesso tempo la parte delle fluttuazioni di $HCPI^{SA}_t$ spiegate attraverso i residui della curva di Phillips è aumentata in modo significativo come è possibile notare dal grafico nella *Figura 2.4.10* quindi in accordo con quanto mostrano i modelli neoclassici, i residui negativi sono il segno di un aggiustamento verso il basso delle aspettative sull'inflazione e questo è il motivo per cui l'Eurosistema ha adottato una serie di misure volte a sostenere la domanda e il credito.

C5 Inflation expectations in the euro area

(annual average - %)



C4 Contributions to euro area inflation

(deviation from the sample average, in percentage points)

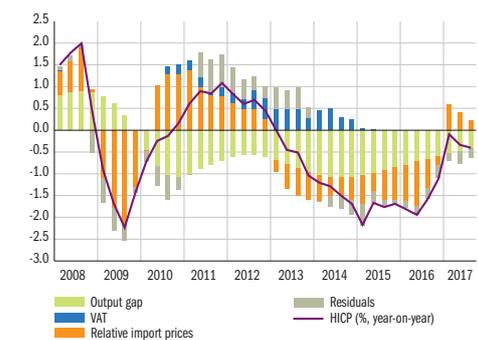


Figure 2.4.10: rappresentazione delle aspettative di inflazione nell'area euro, e incidenza delle variabili sull'inflazione.

Fonte: Gordon (2013).

Queste misure hanno contribuito a rafforzare la domanda e a frenare il meccanismo di formazione delle aspettative verso il basso. In linea con i ritardi di trasmissione delle manovre di politica monetaria all'economia reale l'obiettivo è quello di far convergere l'inflazione intorno al 2% nel lungo periodo.

Le stime ottenute nel presente lavoro mostrano che la relazione tra prezzo e attività si è appiattita nel corso degli anni ottanta ma è rimasta significativa da allora, di conseguenza le implicazioni di politica monetaria sono molteplici: in primo luogo una politica monetaria accomodante ha probabilità più basse di provocare una spirale inflazionistica, tuttavia la leva dell'economia reale per arrestare il brusco calo delle aspettative sull'inflazione sarebbe meno potente rispetto agli anni novanta. Non essendo stato completamente eliminato il rischio di un crollo delle aspettative sull'inflazione questo potrebbe spingere a mantenere un pregiudizio accomodante nel processo di normalizzazione della politica monetaria.

Tuttavia le stime ottenute sulla curva di Phillips rimangono comunque incerte, è necessario porre attenzione a tutte le variabili che incidono sull'inflazione, in particolare ai cambiamenti strutturali dell'economia, nello specifico quelli relativi alla globalizzazione e alle nuove tecnologie sia nel mercato dei beni e servizi sia nel mercato del lavoro.

Anche Murphy (2018) in un *Working Paper* si è chiesto se le dinamiche relative all'inflazione sono colte al meglio dai modelli che hanno alla base la PC, dato che negli ultimi anni la curva si è appiattita. L'appiattimento spiega il caso della “*missing disinflation*” durante la Grande Recessione ed anche l'inflazione attuale molto bassa, e se si considerano fattori come la globalizzazione, l'ampliamento dell'attività di *e-commerce*, l'invecchiamento della popolazione negli Stati Uniti e gli errori in cui si può incorrere nella misurazione del NAIRU questi non essendo considerati direttamente dalla curva di Phillips evidenzerebbero l'irrelevanza dei modelli che si basano su questa relazione.

Murphy nel suo studio dà una spiegazione relativamente alla forma e alla stabilità della curva di Phillips riprendendo i modelli sull'inflazione dei prezzi e dei salari considerati da Janet Yellen (2015), economista e politica statunitense che è stata presidentessa della *Federal Reserve* fino a febbraio 2018.

Il modello considerato relativo a *core PCE (Personal Consumption Expenditures) inflation* è dato da:

$$\pi_t^{core} = \beta_1 + \beta_2 \bar{\pi}_t^e + \beta_3 \pi_{t-1}^{core} + \beta_4 \pi_{t-2}^{core} - \beta_5 (u_t - u_t^{nru}) + \beta_6 r_{pim} + \varepsilon_t$$

Dove π_t^{core} corrisponde alla *core PCE inflation*, $\bar{\pi}_t^e$ misura l'inflazione di lungo periodo (10 anni) ed è un dato tratto dal *Survey of Professional Forecasters (SPF)*, $u_t - u_t^{nru}$ esprime l'*output gap* ovvero la differenza tra il tasso di disoccupazione e il suo livello naturale, e $rpim_{rpim}$ esprime il livello di inflazione legato alle importazioni.

Dato che l'inflazione in questa forma dipende da una componente *forward looking* (l'inflazione attesa di lungo periodo) allora quella presa in considerazione non è la NKPC, inoltre dipende anche dall'inflazione passata, dal rallentamento del mercato del lavoro espresso dal divario di disoccupazione e dalla *core imported inflation*.

È stata imposta la restrizione $\beta_2 = 1 - \beta_3 - \beta_4$ quindi nel lungo periodo l'inflazione uguaglia l'inflazione attesa quando il divario di disoccupazione è pari a zero. Implicitamente l'inflazione attesa nel lungo periodo equivale all'inflazione obiettivo purché la politica monetaria risulti essere credibile. Il parametro chiave nell'andare a definire l'inflazione è β_5 .

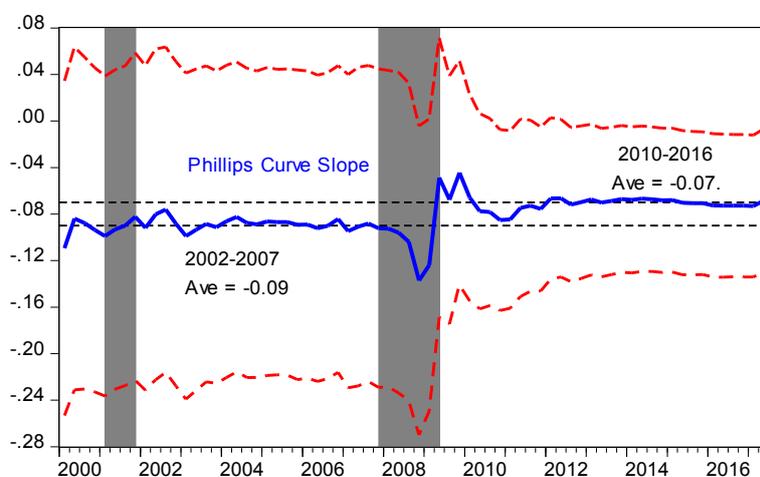


Figura 2.4.11: stima dinamica della curva di Phillips nel periodo 1990q1-2017q2.
Fonte: Murphy (2018).

In seguito è stata stimata la curva di Phillips relativa al periodo 1990q1-2017q2, la stima suggerisce che la curva si sia appiattita a partire dalla Grande Recessione come mostra la Figura 2.4.11. La previsione dinamica rappresentata nella Figura 2.4.12 mostra l'andamento della curva di Phillips, e nonostante l'inflazione *core* prevista sia inferiore all'inflazione effettiva in molti periodi, la previsione tiene una buona traccia dell'inflazione nell'intervallo di dieci anni dal 2007 al 2017.

La previsione ottenuta per la *core PCE inflation* secondo il modello utilizzato da Yellen (2015) è rappresentata dalla Figura 2.4.13, il modello suggerisce che l'inflazione

probabilmente si stabilizzerà intorno all'obiettivo del 2% nel medio termine, le bande simulate sono molto ampie proprio perché tengono conto dell'elevata incertezza dei coefficienti.

In conclusione come conviene anche Blanchard (2016) la curva di Phillips è ancora uno strumento utile anche se impreciso per comprendere e analizzare le dinamiche dell'inflazione, si è visto come sia diminuita la risposta dell'inflazione al tasso di disoccupazione nel breve periodo. In base a quanto mostrato anche dalla previsione altri fattori difficili da quantificare, diversi dal tasso di disoccupazione come la globalizzazione, che possono influire sulle dinamiche dell'inflazione secondo Murphy impattano in modo relativo, quindi gli effetti possono essere minimi.

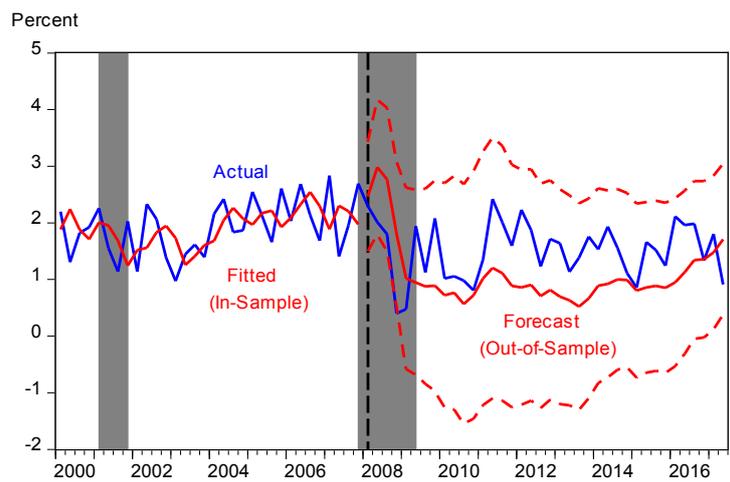


Figura 2.4.12: previsione dinamica della core PCE inflation 2007-2017, con intervalli di confidenza al 95%.
Fonte: Murphy (2018).

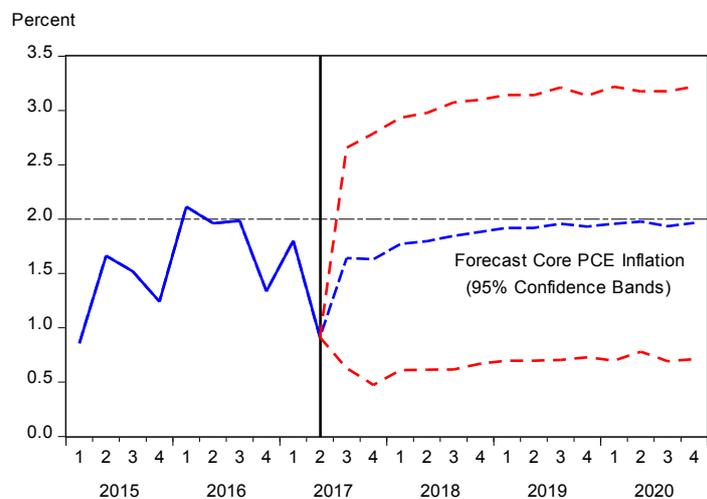


Figura 2.4.13: previsione condizionale della core PCE inflation, con intervalli di confidenza al 95%.
Fonte: Murphy (2018).

Blanchard (2016) nella sua analisi della relazione tra inflazione e disoccupazione giunge ad un serie di conclusioni: la curva di Phillips è viva e vegeta come esposto da Gordon (2013) o in alternativa è pari a quella del passato; le aspettative sull'inflazione sono più ancorate e questo dipende dalla relazione tra disoccupazione e il livello di inflazione piuttosto che dalle sue variazioni, per questo motivo si può dire che la curva attuale richiama quella degli anni sessanta e non quella accelerata; l'inclinazione della curva è sostanzialmente diminuita e questo è legato agli anni ottanta piuttosto che alla crisi e infine lo *standard error* dei residui è molto elevato soprattutto se comparato con il basso livello di inflazione.

Per esaminare la relazione tra inflazione e disoccupazione, evolutasi nel corso del tempo, la curva è stata specificata nel modo seguente:

$$\pi_t = \theta_t(u_t - u_t^*) + \lambda_t \pi_t^e + (1 - \lambda_t) \pi_{t-1}^* + \mu_t \pi_{mt} + \varepsilon_t$$

$$\pi_t^e = \alpha_t + \beta_t \pi_{t-1}^* + \eta_t$$

Dove π_t è l'inflazione, u_t è il tasso di disoccupazione e u_t^* il tasso naturale, π_t^e l'inflazione attesa di lungo periodo, π_{t-1}^* è il valore medio dell'inflazione negli ultimi quattro trimestri, π_{mt} è l'inflazione legata ai prezzi di importazione.

Il grafico in *Figura 2.4.14* mostra l'evoluzione del parametro λ , che esprime il peso delle aspettative di lungo periodo nella curva di Phillips, dopo aver seguito un *trend* decrescente negli anni settanta, in seguito è cresciuto in maniera costante nella metà degli anni ottanta e dal 2013 ha assunto un valore molto vicino ad uno. Allo stesso modo il peso relativo all'inflazione passata ($1 - \lambda$) si è ridotto in maniera costante nel corso del tempo. Il coefficiente β riflette gli effetti dell'inflazione passata sull'inflazione attesa di lungo periodo, è aumentato negli anni settanta, si è poi ridotto negli anni ottanta e in seguito ha assunto valori molto vicini a zero.

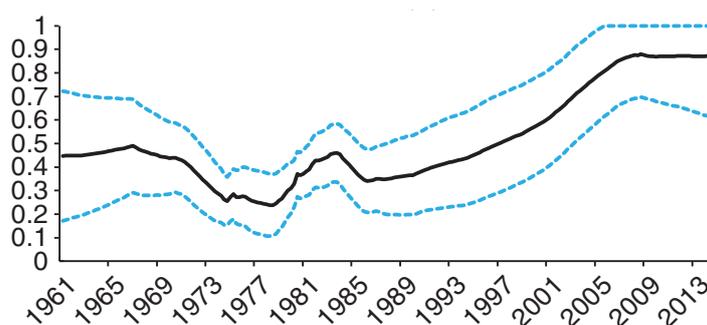


Figura 2.4.14: ancoraggio delle aspettative, andamento di λ dal 1960.

Fonte: Blanchard (2016).

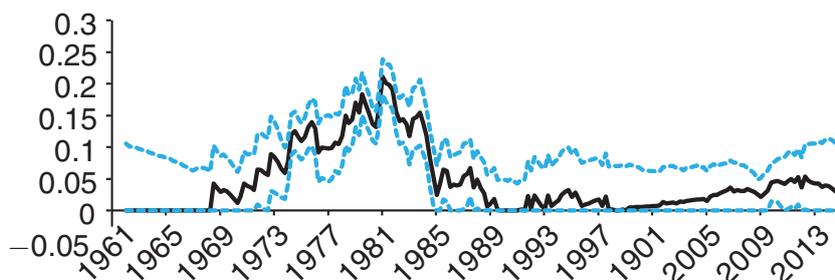


Figura 2.4.15: ancoraggio delle aspettative di lungo termine, andamento di β dal 1960.
Fonte: Blanchard (2016).

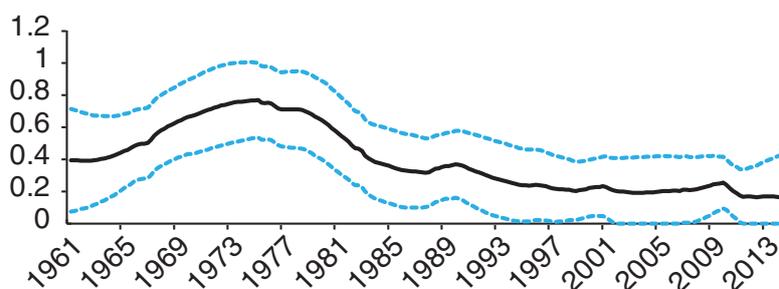


Figura 2.4.16: rappresentazione grafica dell'inclinazione della curva di Phillips, in questo caso si considera il coefficiente θ .
Fonte: Blanchard (2016).

Se si considerano insieme i primi due grafici (Figure 2.4.14 e 2.4.15) si vede che l'inflazione dipende maggiormente dall'inflazione attesa di lungo periodo e in misura ridotta dall'inflazione passata, inoltre l'inflazione attesa a sua volta dipende da quella passata.

La Figura 2.4.16 mostra l'evoluzione del coefficiente θ e quindi l'inclinazione della PC, la quale aumenta a partire dagli anni sessanta fino agli anni settanta e poi diminuisce costantemente dalla fine degli anni ottanta e poi si è mantenuta intorno a valori molto bassi. Ciò che emerge secondo Blanchard (2016) è che non c'è prova che la pendenza della curva si sia effettivamente ridotta ulteriormente dopo la crisi, data l'inflazione attesa, un aumento del tasso di disoccupazione ha portato ad una diminuzione dell'inflazione dello 0,7% a metà degli anni settanta, in tempi più recenti l'inflazione si mantiene stabile intorno al 2%. Molteplici sono le spiegazioni date a questa evoluzione, un dato è che man mano che il livello di inflazione si è ridotto, i salari e i prezzi hanno subito meno variazioni, ed a questo è legata una minore risposta da parte dell'inflazione alle condizioni del mercato del lavoro.

Ciò che è emerso dai grafici illustrati in precedenza ha importanti risvolti dal punto di vista della politica monetaria. Una delle implicazioni della PC accelerata è data dal fatto

che ogni *boom* deve essere seguito da una contrazione, o più precisamente se l'inflazione rimarrà costante nel lungo periodo qualsiasi divario di disoccupazione negativo dovrà essere compensato da una somma di divari di disoccupazione positivi in seguito:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \theta(u - \bar{u}) \Rightarrow \left[(\pi_T = \pi_0) \Rightarrow \sum_0^T (u - \bar{u}) = 0 \right]$$

Questa implicazione scompare quando $(1 - \lambda) < 1$ e ancora di più quando il coefficiente è molto vicino a zero come si è visto negli ultimi anni. Quindi un *boom* verrà associato ad un'inflazione elevata, però questa si ridurrà quando il tasso di disoccupazione ritornerà al suo livello naturale e quindi il *boom* non verrà seguito da una brusca contrazione. In altre parole potrebbero non esserci dei costi da sostenere nel caso in cui si verifichi un *boom* temporaneo, fatta eccezione per un'inflazione temporanea molto elevata e quindi in questo caso appaiono sullo sfondo le politiche seguite nel corso degli anni sessanta e settanta ed anche la critica di Lucas, le quali hanno sollevato la questione di cosa ci sia dietro all'ancoraggio delle aspettative. Ciò è in buona parte legato alla credibilità della politica monetaria e alla presenza di un'inflazione molto bassa per un lungo periodo, quindi deviazioni prolungate dell'inflazione dal livello *target* possono andare ad annullare le aspettative.

I valori assunti dall'inflazione al di sotto del livello *target* non sembrano aver avuto sino ad ora questi effetti, anche se è difficile definire il ruolo della politica monetaria nel momento in cui non vengono definite le aspettative.

Un'alternativa è che l'ancoraggio delle aspettative rifletta una mancanza di rilevanza, infatti un basso tasso di inflazione spinge le persone a non aggiustare le proprie aspettative in risposta a variazioni dell'inflazione ed in questo caso la Fed avrebbe un margine di manovra fino a quando l'inflazione non inizierà ad aumentare.

Un coefficiente di pendenza pari a θ molto basso evidenzia il *trade-off* di breve periodo tra inflazione e disoccupazione, infatti un valore del coefficiente pari a -0,2 implica che una riduzione del tasso di disoccupazione dell'1% a trimestre provoca un aumento dell'inflazione (misurata su base annua) pari allo 0,2%. Ciò se viene combinato con l'ancoraggio delle aspettative e ad un valore di λ vicino ad uno, implica che se la disoccupazione rimane ridotta l'inflazione non aumenterà più dello 0,2%.

Nei modelli neo-Keynesiani in letteratura la stabilizzazione dell'inflazione fa sì che il tasso di disoccupazione si avvicini a quello naturale, il quale è il tasso obiettivo delle autorità, questa regola sta perdendo piede dal punto di vista empirico e questo si riflette

sull'elevata deviazione standard dei residui della curva di Phillips. I residui possono essere interpretati in due modi: possono catturare movimenti inosservati del tasso naturale, questo implicherebbe movimenti ampi e ad alta frequenza del tasso naturale; o in alternativa possono essere una conseguenza di problemi nella specificazione del modello. In entrambi i casi la Fed è chiamata a trovare un compromesso tra la stabilizzazione dell'inflazione e quella della disoccupazione. Anche Blanchard (2016) è giunto alla conclusione che la PC è ancora valida ma la sua forma attuale solleva delle sfide per la politica monetaria in futuro.

Infine anche Albuquerque *et al.* (2017) mostra come la curva di Phillips in riferimento agli Stati Uniti non abbia perso di validità e soprattutto evidenzia l'importanza di considerare la persistenza dell'inflazione, le aspettative sull'inflazione futura nonché i prezzi delle importazioni e il rallentamento dell'economia.

I modelli relativi alla PC che prendono in considerazione queste variabili riescono a spiegare al meglio il comportamento dell'inflazione dopo la Grande Recessione, inoltre è importante tenere in considerazione che ci sono delle prove in base alle quali a partire dal 2013 l'inclinazione della curva di Phillips è aumentata e i modelli che tengono conto di questo dettaglio sovraperformano quelli che invece considerano una PC con pendenza costante.

2.5 Il ruolo giocato dalla globalizzazione

Molti studi considerano la globalizzazione una variabile fondamentale per andare a spiegare la dinamica esistente tra inflazione e disoccupazione.

Auer *et. al* (2017) offre una visione globale che considera gli effetti della globalizzazione sull'inflazione quindi è in netto contrasto con una realtà ristretta, come quella di un singolo paese, e di conseguenza con la tradizionale curva di Phillips che prende in considerazione solo l'*output gap* e l'inflazione nazionale.

L'ipotesi relativa alla "globalizzazione dell'inflazione" negli anni ha assunto sempre maggior rilevanza, l'elemento comune ai diversi studi svolti è che i tassi di inflazione si muovono di pari passo, e alcuni sostengono che questi movimenti riflettano nello specifico la crescente integrazione strutturale dei mercati dei beni e del lavoro, questo implicherebbe che gli *shock* relativi ai costi si propagherebbero in modo più ampio ed incisivo. Al contrario altri soggetti più scettici riconoscono un peso maggiore delle politiche comuni, ma fino ad ora non si è ancora giunti a dei risultati conclusivi.

In Auer *et al.* (2017) è stato approfondito il tema relativo alla globalizzazione dell'inflazione andando ad esplorare il ruolo che la crescita delle catene di valore globali (*Global Value Chains, GVCs*) possono avere nello spiegare l'inflazione relativa ad un singolo paese in termini sempre più globali. La crescita di *GVCs* nei decenni passati deriva dall'integrazione internazionale tra più processi di produzione distanti dal punto di vista geografico, ciò è stato reso possibile grazie alle nuove tecnologie e a minori barriere commerciali. Tale crescita ha influito sulla trasformazione dei modelli di business internazionali, la *Figura 2.5.1* mostra che il valore aggiunto delle importazioni di beni e servizi come parte delle esportazioni è cresciuto passando dal 18% negli anni novanta al 25% nel 2015.

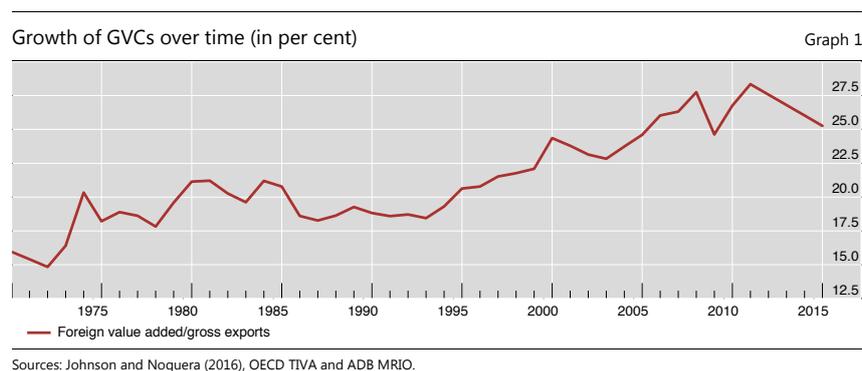


Figura 2.5.1: rappresentazione grafica della crescita di GVCs nel corso degli anni.

Fonte: Auer et al. (2017).

Fenomeni come l'esternalizzazione e la delocalizzazione delle produzioni non sono del tutto nuovi ma si sono intensificati nell'ultimo ventennio. Ora è possibile tracciare e coordinare la produzione *just-in-time* attraverso le catene di fornitura internazionali dall'inizio alla fine, cioè in ciascuna delle fasi di produzione e da diverse aziende anche se situate in regioni geograficamente distanti. Tra le *GVCs* rientrano molti giganti dell'industria manifatturiera internazionale come *Apple*, che non possiede la maggior parte degli impianti di produzione. La crescita e quindi l'affermarsi dei *GVCs* sfida la visione tradizionale "*country-centric*" andando a permettere la sostituibilità delle varie fasi di produzione oltre i confini nazionali.

Vengono poi considerate in dettaglio le variabili alla base dell'analisi empirica svolta, cioè le *proxy* per le *GVCs* e per l'effetto globale sull'inflazione nazionale. Non vengono considerate le misure di apertura commerciali tradizionali, ma la misura più

comunemente utilizzata è data dalla somma delle importazioni e delle esportazioni di beni e servizi sottratti alla produzione interna:

$$CMTO_{i,t} = \text{Conventional Measure of Trade Openness}_{i,t} = \frac{\text{imports}_{i,t} + \text{exports}_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

Una misura alternativa pone attenzione sulle importazioni ed esportazioni di beni e servizi intermedie, quindi dalla precedente relazione è possibile ricavare:

$$ITO_{i,t} = \text{Int. Trade Openness}_{i,t} = \frac{\text{intermediate imports}_{i,t} + \text{intermediate exports}_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

$$FTO_{i,t} = \text{Final Trade Openness}_{i,t} = \frac{\text{final imports}_{i,t} + \text{final exports}_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

$$CMTO_{i,t} = ITO_{i,t} + FTO_{i,t}$$

La misura intermedia può a sua volta essere scomposta nel modo seguente:

$$EIO_{i,t} = \text{Exp. Inter. Openness}_{i,t} = \frac{\text{intermediate exports}_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

$$IIO_{i,t} = \text{Imp. Inter. Openness}_{i,t} = \frac{\text{intermediate imports}_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

Infine ci sono altre due misure alternative per le *GVCs* proposte in letteratura, la prima è data dalla quota dei costi intermedi derivanti dalle importazioni:

$$IICS_{i,t} = \frac{\text{intermediate imports}_{i,t}}{\text{production costs}_{i,t}}$$

È possibile notare che le misure $IICS_{i,t}$ e $IIO_{i,t}$ sono strettamente legate e differiscono solamente per il valore posto a denominatore, infatti $IICS_{i,t}$ è scalato dai costi di produzione mentre $IIO_{i,t}$ è scalato dal *GDP* (*Gross Domestic Product*), mentre il *PIL* include solamente salari e profitti i costi di produzione includono anche i costi dei beni intermedi importati nel mercato interno, inoltre queste misure potrebbero anche sovrastimare la componente esterna dei costi di *input*.

La seconda misura alternativa proposta consiste nel valore aggiunto interno legato alle esportazioni (*VAX*), che è dato da:

$$VAX_{i,t} = \frac{\text{domestic value added of exports}_{i,t}}{\text{exports}_{i,t}}$$

Con questo indicatore si misura il valore aggiunto generato in un paese che poi entra a far parte della domanda finale in altri paesi come valore nominale delle esportazioni. Per un livello più elevato di esportazioni una maggiore integrazione nelle catene di produzione globali è associata ad un *VAX* più basso, questo equivale a dire che più le catene di approvvigionamento internazionali sono frammentate più piccolo sarà il valore aggiunto derivante dalle esportazioni in un singolo paese e maggiore sarà il valore aggiunto estero.

Questo suggerisce che il *VAX* risulta essere correlato negativamente con la crescita delle *GVCs*, a differenza invece di tutti gli altri indicatori che risultano essere positivamente correlati.

Per andare a definire delle misure del legame tra inflazione interna e globalizzazione è stata considerata la seguente regressione che lega l'inflazione interna al tempo t ($\pi_{i,t}$) con l'inflazione attesa al tempo $t+1$ ($E_t[\pi_{i,t+1}]$), l'*output gap* ($y_{i,t}^d$), l'*output gap* globale ($y_{i,t}^f$), una serie di covarianze ($X_{i,t}$) e il termine di errore ($\varepsilon_{i,t}$):

$$\pi_{i,t} = \alpha * E_t[\pi_{i,t+1}] + \beta * y_{i,t}^d + \gamma * y_{i,t}^f + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Dove $y_{i,t}^f = \sum_{j \neq i} \omega_{i,j} y_{j,t}^d$, β e γ indicano rispettivamente il coefficiente di sensibilità dell'inflazione rispetto all'*output gap* nazionale e quella rispetto all'*output gap* globale.

La regressione stimata è stata svolta in riferimento al periodo 1982-2006 con dati trimestrali di diciotto paesi avanzati ed emergenti. Sono stati stimati i coefficienti β e γ e la natura variabile delle stime riflette l'impatto stimato del ristagno globale e nazionale sull'inflazione del singolo paese che varia tra paesi e nel tempo.

L'ipotesi avanzata inizialmente che riguarda la "globalizzazione dell'inflazione" prevede che l'impatto del rallentamento interno sull'inflazione si sia ridotto nel tempo (valori di β più bassi), mentre è aumentato γ , queste variazioni sono state colte attraverso un singolo indice il *Relative Global Factor (RGF)*:

$$RGF_{i,t} = \text{Relative Global Factor}_{i,t} = \gamma_{i,t} - \beta_{i,t}$$

Con questo indice i valori di $\gamma_{i,t}$ e $\beta_{i,t}$ sono rispettivamente i coefficienti che misurano in quale modo il rallentamento interno e globale influiscono sull'inflazione del singolo paese.

È stata poi esaminata la relazione empirica tra la forza esercitata dal rallentamento globale sull'inflazione interna ($RGF_{i,t}$) e l'apertura commerciale intermedia. Sono stati inclusi sia gli effetti fissi relativi a ciascun paese più una componente di trend e si è ottenuto:

$$RGF_{i,t} = \alpha_i + \delta_{CMTO} * CMTO_{i,t} + \delta_{trend} * Quarter + \varepsilon_{i,t}$$

La variabile dipendente è $RGF_{i,t}$ con riferimento ad un campione di diciotto paesi e *Quarter* definisce una variabile *dummy*, inoltre dato che $RGF_{i,t}$ viene generato dalla regressione gli *standard error* stimati possono essere distorti, l'obiettivo è stato quello di vedere se le misure di *GVCs* aiutano a migliorare la specificazione della regressione di base e se permetto di rilevare un'influenza del rallentamento globale.

Dall'analisi è emersa una correlazione positiva tra l'apertura commerciale e tra $CMTO_{i,t}$, questo sembra quindi confermare quanto sostenuto in letteratura ovvero che il ruolo

giocato dall'espansione commerciale va di pari passo con l'importanza crescente della globalizzazione nell'andare a definire l'inflazione.

La relazione è stata anche riscritta nel modo seguente:

$$RGF_{i,t} = \alpha_i + \delta_{ITO} * ITO_{i,t} + \delta_{FTO} * FTO_{i,t} + \delta_{trend} * Quarter + \varepsilon_{i,t}$$

È emerso che la crescita del commercio di beni e servizi intermedi è il principale motore della relazione statistica tra apertura commerciale e $RGF_{i,t}$ nel campione considerato.

Nel complesso emerge che per quei paesi che risultano essere più integrati nelle catene di approvvigionamento internazionali l'inflazione interna risulta essere maggiormente sensibile ai fattori globali. Inoltre come le $GVCs$ sono cresciute nel tempo, è aumentata anche l'influenza del rallentamento globale sull'inflazione nazionale, le misure di $GVCs$ colgono meglio l'influenza della *global slack* rispetto agli indicatori convenzionali relativi all'apertura commerciale.

In conclusione ciò che è stato dimostrato in Auer *et al.* (2017) è che le $GVCs$ costituiscono un fattore chiave relativo all'importanza sempre crescente che l'*output gap* ha nel determinare l'inflazione nazionale. È naturale pensare che la ragione di questo legame risieda nella concorrenza transfrontaliera dovuta all'espansione delle $GVCs$, il canale che può essere tenuto in considerazione alla base di questa competizione è dato dalla pressione dei prezzi dovuti a fattori di *input* che vengono importati in tutte le fasi del processo di produzione. Le implicazioni di politica monetaria per il ruolo maggiore dei fattori globali nel determinare l'inflazione interna sono di vasta portata, poiché questi fattori sono chiaramente al di fuori del controllo delle singole banche centrali.

La letteratura che indaga in quale misura la globalizzazione influenza l'inflazione è molto vasta, in un suo articolo Freeman (2005) scrive che la globalizzazione è stata causa di uno *shock* per le economie occidentali in quanto ha dato origine ad un raddoppio dell'offerta di lavoro dovuto all'affacciarsi sullo scenario economico mondiale di nuove economie quali Cina, India e l'ex blocco sovietico, mentre allo stesso tempo lo *stock* di capitale è aumentato in misura modesta. Questo ha fatto sì che i salari fossero moderati in tutto il mondo fino al momento in cui non ci fosse stato capitale fisico sufficiente a far tornare l'economia mondiale al livello precedente.

Una versione più rigorosa di questo ragionamento è stata sviluppata da Rogoff (2003), il quale ha interpretato il processo di globalizzazione come un fenomeno che permette di ridurre il differenziale tra il livello osservato e quello desiderato di attività economica. Questo è legato al fatto che una maggiore integrazione riduce il potere degli *insiders* nel mercato del lavoro e quindi il livello di NAIRU e si avrà di conseguenza un'inflazione di

equilibrio più bassa legata al fatto che le banche centrali contengono l'inflazione. In aggiunta la concorrenza sui mercati dei beni riduce le rigidità nominali portando ad un aumento di π nell'equazione seguente e facendo diminuire l'inflazione di equilibrio:

$$\pi_t^{k>0} = \pi_t^{k=0} + \frac{\alpha}{\lambda} k$$

A parità di condizioni, i due meccanismi illustrati legati alla globalizzazione incidono sulle decisioni delle autorità monetarie, che vanno a ridurre la creazione di inflazione. Partendo dal presupposto che nell'ultimo decennio l'inflazione si è ridotta, passando dal 30 al 4%, sicuramente questo calo deve essere attribuito al miglioramento delle politiche adottate dalle banche centrali.

In Rogoff (2005) è stato preso in considerazione il *CPI (Consumer Price Index)* annuo relativo al periodo compreso tra il 1980 e il 2004 di una serie di paesi si veda la *Tabella 2.5.1*, il valore medio assunto dall'inflazione a livello globale si aggira intorno al 15% fatta eccezione per l'America Latina che ha registrato i tassi di inflazione più elevati.

La seconda *Tabella 2.5.2* presenta una lista dei valori registrati dall'inflazione in diversi paesi nei vari periodi indicati, nel 1992 ben quarantaquattro paesi avevano un tasso di inflazione che superava il 40%.

È stato svolto anche un *test ADF* su dati mensili del *CPI* relativi al periodo 1960-2003, per il primo periodo (1960-1981) non viene rigettata l'ipotesi nulla ("presenza di una radice unitaria nel processo di inflazione") per ciascun paese del *G-7*, considerando un coefficiente di significatività alfa pari al 10%, fatta eccezione per il Giappone per il quale l'ipotesi nulla viene rifiutata ($0,0623 < 10\%$), i dati sono visibili nella *Tabella 2.5.3*.

Per quanto riguarda il secondo periodo (1982-2003) l'ipotesi nulla viene rifiutata per tutti i paesi indicati ad un livello di significatività del 10%, quindi in questo periodo il processo di inflazione non presentava una radice unitaria. I risultati ottenuti sembrano essere coerenti con gli andamenti effettivi dell'inflazione in quel periodo, in seguito sono stati adottati meccanismi per ancorare le aspettative e nel caso in cui si verifici uno *shock* dell'inflazione i mercati prima di agire tempestivamente osservano l'andamento.

Pochi sono i paesi avanzati e quelli emergenti che hanno avuto un'inflazione stabile per un lungo periodo, si può parlare solo di stabilità temporanea dell'inflazione, come mostrano i grafici in *Figura 2.5.2* seguenti relativi agli Stati Uniti, Canada, Giappone, Francia, Germania e Regno Unito.

Uno dei fattori alla base della disinflazione alle soglie degli anni duemila è stata la crescita della produttività che ha quindi ridotto la pressione inflazionistica esercitata da parte delle

banche centrali. La crescita della produttività ha giocato un ruolo chiave negli Stati Uniti a partire dalla seconda metà degli anni novanta, ma ciò non si è verificato per l'Europa dove l'inflazione stava diminuendo e lo stesso vale per la produttività.

L'impatto della produttività è legato all'incidenza della globalizzazione, questi due fattori sono andati di pari passo. La globalizzazione, la deregolamentazione e il passaggio in secondo piano del ruolo giocato dal governo sono andati ad aumentare la concorrenza, questi fattori hanno avvicinato i paesi europei agli Stati Uniti dove la deregolamentazione era iniziata molti anni prima.

WORLD CPI INFLATION

Percent per annum

	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-03	2000-04	2003
World	14.1	15.5	30.4	8.4	4.1	3.9	3.9
Industrial economies	8.7	3.9	3.8	2.0	2.0	1.8	1.9
Developing countries	31.4	48.0	53.2	13.1	5.7	5.6	6.0
Africa	16.8	17.9	39.8	20.6	11.8	11.0	10.7
Asia	9.0	11.5	10.5	7.3	2.3	2.4	2.6
Latin America	82.4	185.9	232.6	17.2	8.2	7.9	10.9
Middle East	18.6	22.5	30.4	29.6	16.4	15.3	13.4
Transition economies	6.2	7.7	363.2	53.9	14.5	13.4	10.0

Source: IMF, *World Economic Outlook*

Tabella 2.5.1: in base al CPI sono stati considerati i livelli di inflazione relativi ad una serie di paesi nel periodo 1980-2004.

Fonte: Rogoff (2005).

Table 2 INFLATION THRESHOLDS: 1992 AND 2003

	Inflation ≤ 0		10<Inflation ≤ 20		20<Inflation ≤ 30		30<Inflation ≤ 40		40<Inflation	
	1992	2003	1992	2003	1992	2003	1992	2003	1992	2003
Industrial economies		Hong Kong, Syrian Arab Republic, Japan		Czech Republic						
Africa	Burkina Faso, Central African Rep., Chad, Comoros, Congo, Republic of, Gabon, Guinea, Mali, Niger, Senegal, Togo		Burkina Faso, Cape Verde, Gambia, The, Ghana, Guinea, Lesotho, Madagascar, Mauritania, Namibia, South Africa		Ethiopia, Georgia, The, Kenya, Mozambique, Nigeria, Somalia, Zambia	Ethiopia, Malawi, Tanzania	Ghana	Algeria, Kenya, Sao Tome & Principe, Somalia	Angola, Congo, Dem. Rep. of, Guinea Bissau, Mozambique, Nigeria, Sierra Leone, Sudan, Uganda, Zambia, Zimbabwe	Angola, Zimbabwe
Middle East	Bahrain, Kingdom of, Kuwait, Saudi Arabia		Syrian Arab Republic, Iran, I.R. of		Egypt, Iran, I.R. of	Turkey		Iraq	Iraq, Lebanon, Turkey, Yemen, Republic of	
Transition economies			Czech Republic, Romania, Russia, Tajikistan, Turkmenistan		Hungary	Belarus, Uzbekistan			Albania, Armenia, Azerbaijan, Belarus, Bulgaria, Croatia, Estonia, Georgia, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Latvia, Lithuania	Macedonia, FYR, Moldova, Mongolia, Poland, Romania, Russia, Slovenia, Tajikistan, Turkmenistan, Ukraine, Uzbekistan
Asia		Maldives	Bhutan, India, Maldives, Nepal, Solomon Islands, Sri Lanka		Alphathian, Islamic State of, Lao People's, Dem. Rep., Papua New Guinea, Solomon Islands, Tonga	Myanmar		Vietnam	Myanmar	Alphathian, Islamic State of, Cambodia
Latin America			Bolivia, Chile, El Salvador, Guatemala, Mexico, Paraguay		Argentina, Brazil, Costa Rica, Dominican Republic, Paraguay, Suriname	Argentina, Colombia, Costa Rica, Guyana, Haiti	Uruguay	Venezuela, Bolivia	Haiti, Venezuela, Bolivia	Brazil, Jamaica, Nicaragua, Peru, Suriname, Uruguay

Source: IMF, *World Economic Outlook*

Tabella 2.5.2: andamento dell'inflazione nei vari paesi per periodi.

Fonte: Rogoff (2005).

P-VALUES OF UNIT ROOT TESTS FOR G-7 COUNTRIES

<i>Sample Period/Country</i>	<i>1960.1–1981.12</i>	<i>1982.1–2003.4</i>
United States	.4596	.0016
Canada	.7684	.0167
Japan	.0623	.0848
France	.6953	.0033
Germany	.3922	.0834
Italy	.1756	.0180
United Kingdom	.2656	.0176

Tabella 2.5.3: test ADF sull'inflazione per i paesi del G7.

Fonte: Rogoff (2005).

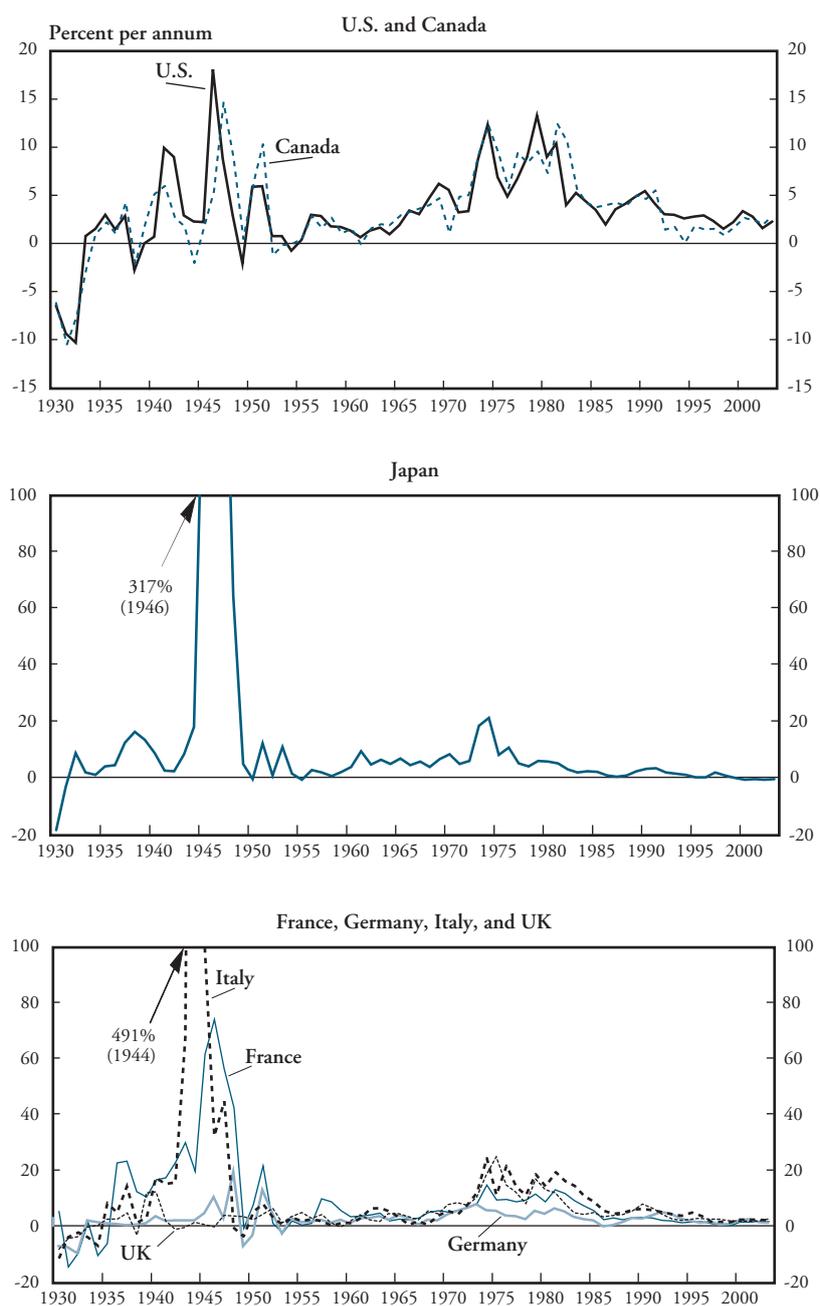


Figure 2.5.2: rappresentazione grafica dell'andamento dell'inflazione (CPI) nel periodo 1930-2003 nei vari paesi.

Fonte: Rogoff (2005).

La globalizzazione può anche avere un impatto diretto sui prezzi, il commercio con l'Asia, paese emergente, ha sicuramente esercitato una pressione al ribasso sul costo reale delle merci; nella maggior parte dei paesi i lavoratori possono ora acquistare di più pur avendo a disposizione lo stesso reddito rispetto a prima della globalizzazione.

Rogoff (2005) nella sua analisi formalizza dal punto di vista matematico gli effetti sull'inflazione di equilibrio dovuti all'aumento della concorrenza.

Considera uno scenario molto semplice nel quale è la banca centrale a fissare il tasso di inflazione π , i salari nominali e i contratti vengono fissati dal settore privato e questo va a definire π^e , e l'output risulta essere una funzione crescente di $\pi - \pi^e$. Il settore privato individua nel modo giusto l'inflazione media, nonostante ci sia un cuneo k tra il livello ottimale di *output* e quello determinato dal mercato. Non considerando la credibilità, la funzione obiettivo delle banche centrali è data da:

$$(\pi - \pi^e - k - z)^2 + \chi(\pi - \pi^*)^2$$

Dove il primo termine riflette l'obiettivo di *output* della banca centrale vicino al tasso naturale, π^* è il valore di inflazione preferito dalla banca centrale fissato a 2,5% e χ è il peso posto sulla stabilizzazione dell'*output* rispetto all'inflazione.

Il tasso di inflazione attesa, se gli agenti del settore privato sono razionali e agiscono in funzione degli obiettivi posti dalla banca centrale, sarà:

$$\pi^e = \pi^* + k/\chi$$

Il tasso di inflazione attuale che sarà scelto dalla banca centrale sarà:

$$\pi = \pi^* + (k - z)/\chi$$

Poiché lo *shock* di produttività è pari a zero in media, gli agenti del settore privato hanno già in media il tasso di inflazione. L'analisi permette di mettere in evidenza in primo luogo che la globalizzazione e la deregolamentazione rendono l'economia più competitiva, andando a ridurre il cuneo k , e facendo diminuire in modo permanente l'inflazione attesa π^e . Il calo dell'inflazione qui non è causato dal fatto che i prezzi di monopolio sono più alti dei prezzi competitivi, l'effetto relativo dei prezzi non ha alcun effetto sull'inflazione a meno che la banca centrale non lo scelga. Inoltre un valore di k ridotto riduce gli incentivi della banca centrale a mantenere un'inflazione più elevata, quindi verrà scelto un valore di π più piccolo.

Uno *shock* positivo sulla produttività avrà solamente un impatto temporaneo sull'inflazione e nessun effetto a lungo termine, a meno che ciò non incida sul cuneo.

Potenzialmente, uno *shock* positivo della produttività abbastanza consistente può spingere un'economia in deflazione se l'inflazione *target* (π^*) è troppo bassa.

Inoltre se una maggiore concorrenza rende i prezzi più flessibili, allora si può riformulare la funzione obiettivo della banca centrale in questo modo:

$$[\mu(\pi - \pi^e) - k - z]^2 + \chi(\pi - \pi^*)^2$$

Quando μ è inversamente proporzionale ad una maggiore flessibilità dei prezzi. L'inflazione attesa e quella di equilibrio sono quindi date da:

$$\pi^e = \pi^* + \mu k / \chi$$

$$\pi = \pi^* + \mu(k - z) / \chi$$

Un valore più alto di μ riflette una tendenza dei prezzi meno flessibili all'interno dell'economia e quindi una maggiore tendenza ad aumentarli. In un contesto simile, dato che un incremento della competitività diminuisce sia μ che k , l'argomentazione secondo cui una maggiore competitività rende più credibile una politica antinflazionistica è rafforzata. L'inclusione nell'analisi di queste formule matematiche che hanno ripreso il modello di Barro-Gordon è finalizzata a sottolineare che ciò che deve essere tenuto in considerazione è l'incentivo delle banche centrali ad ammettere un'inflazione più elevata, inoltre gli *shock* dei prezzi relativi, che spesso vengono scambiati con sbalzi di inflazione, sono di secondaria importanza. Inoltre gli *shock* imprevisti di produttività possono andare a ridurre l'inflazione anche se solo temporaneamente, la spiegazione di un *trend* molto basso dell'inflazione deve appunto essere ricondotta alla competizione crescente o alla flessibilità dei prezzi.

Nonostante sbalzi di inflazione si siano verificati anche in corrispondenza di periodi di pace, episodi di alta inflazione si sono verificati per la maggior parte in corrispondenza di guerre o conflitti civili, questo può essere verificato anche osservando la serie di grafici in *Figura 2.5.2* che evidenziano picchi di inflazione in corrispondenza del secondo conflitto mondiale e poi anche in seguito nel corso degli anni settanta. Comunque nonostante gli anni novanta siano stati caratterizzati da conflitti l'inflazione risulta essere stata più contenuta rispetto ai decenni precedenti.

Il grande successo nel ridurre l'inflazione riscosso dalle politiche adottate dalle autorità tra gli anni novanta e duemila è dovuto a delle istituzioni bancarie più efficienti ed anche alla loro indipendenza. La buona riuscita delle politiche adottate per mantenere una bassa inflazione è dovuta ad una serie di fattori tra cui un basso debito accumulato, i processi tecnologici, la deregolamentazione, il ridotto intervento del governo nell'economia e il fattore probabilmente che più ha inciso, la globalizzazione, inoltre sicuramente l'effetto di questi fattori all'interno della singola realtà nazionale è stato diverso.

Ciò che il lavoro di Rogoff (2005) ha cercato di evidenziare è che la crescita della concorrenza non ha solamente un effetto sui prezzi relativi ma che attraverso manovre di politica economica è possibile arrivare ad una riduzione del tasso di inflazione. Rogoff ha previsto che nonostante gli anni novanta e i primi anni duemila siano stati caratterizzati da basse ondate di inflazione, non è detto che in futuro non si verifichi un'inversione di tendenza e quindi non è escluso che l'inflazione riprenda a crescere, nonostante fattori come la globalizzazione e la deregolamentazione siano stati degli strumenti potenti per mantenere un tasso di inflazione basso secondo il suo punto di vista.

Ball (2006) ha notato però che lo studio di Rogoff (2005) presupponeva una curva di Phillips con una pendenza maggiore e questo era dovuto al considerare l'effetto della globalizzazione, infatti per una determinata variazione di disoccupazione la variazione corrispondente del tasso di inflazione doveva essere maggiore, dal punto di vista empirico è stato dimostrato che la curva di Phillips presentava una pendenza minore, questo vuol dire che l'inflazione è divenuta più stabile ma allo stesso tempo gli incentivi a manipolarla per ridurre il tasso di disoccupazione sono notevolmente aumentati e non diminuiti.

Ball partendo dall'idea esposta in molteplici studi che la globalizzazione negli Stati Uniti abbia inciso sull'andamento dell'inflazione, cerca di fornire una risposta ad una serie di quesiti: se la globalizzazione abbia ridotto il livello di inflazione di lungo periodo, se la stessa abbia intaccato la dinamica dell'inflazione come definita dalla curva di Phillips e se la globalizzazione abbia contribuito a *shock* negativi dell'inflazione.

Proprio partendo dal presupposto che gli Stati Uniti hanno aumentato i propri scambi con altri paesi, soprattutto con la Cina e con l'India, molti autori sostengono che la globalizzazione incida sull'andamento dell'inflazione. Oltre a dare una risposta in merito ai quesiti posti in precedenza Ball si è chiesto se effettivamente l'economia statunitense possa essere considerata globalizzata.

Con il termine globalizzazione si intende una crescita nel commercio internazionale, e proprio partendo da questa definizione non si può dire che gli Stati Uniti negli anni duemila abbiano conosciuto questa grande espansione, come mostra il grafico in *Figura 2.5.3* infatti c'è stata una crescita graduale iniziata molti anni prima quindi non deve essere attribuita esclusivamente all'avvento della globalizzazione.

Piuttosto è possibile parlare di globalizzazione dal punto di vista finanziario come mostra la *Figura 2.5.4* in quel campo c'è stata una crescita costante a partire dagli anni novanta, questo aspetto è rilevante per la politica monetaria perché incide sui tassi di interesse ma non va ad intaccare direttamente l'inflazione.

Ball nella sua ricerca riprende l'analisi svolta da Rogoff (2005) che si è basato sul modello di Barro-Gordon per valutare gli effetti della globalizzazione, nel quale un parametro chiave è proprio la pendenza della curva di *Phillips* di breve periodo. Rogoff suggerisce che la globalizzazione incide sulla curva rendendola più ripida, ad un incremento della produzione l'inflazione aumenterà ancora di più, questo viene spiegato dal fatto che la concorrenza fa sì che i salari e i prezzi risultino più flessibili.

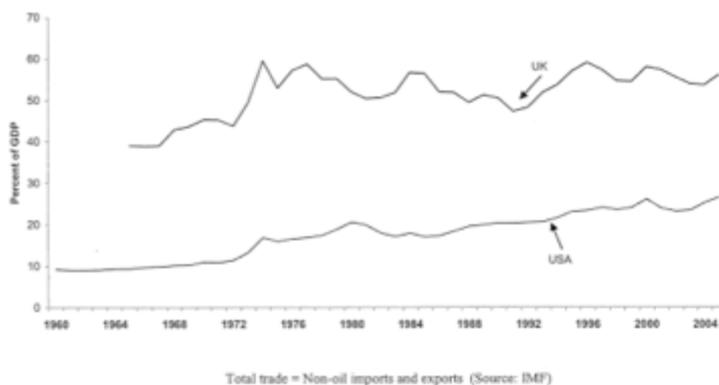


Figura 2.5.3: rappresentazione grafica dell'andamento del commercio negli Stati Uniti a partire dalla seconda metà degli anni novanta fino al periodo precedente la crisi economica del 2007-2008

Fonte: Ball (2006).

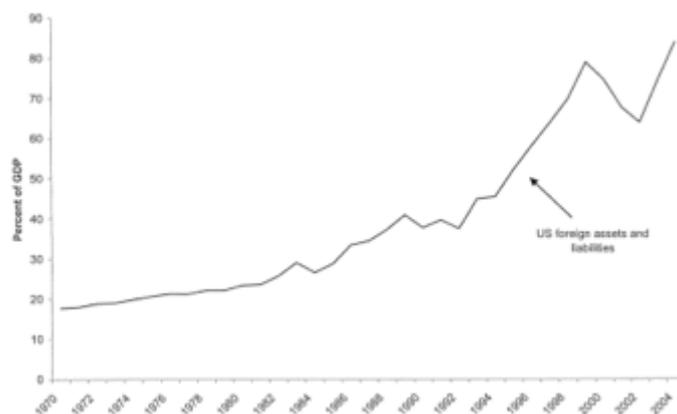


Figura 2.5.4: rappresentazione grafica dell'integrazione finanziaria.

Fonte: Ball (2006).

La maggiore pendenza della curva di Phillips rende la politica espansiva meno allettante per una banca centrale e va a ridurre anche l'inflazione di equilibrio, ma questa conclusione raggiunta da Rogoff viene criticata da Ball (2006) perché, come in letteratura molti studi hanno evidenziato in riferimento agli Stati Uniti, tra gli anni novanta e gli anni

duemila la pendenza della curva di si è modificata ma nel verso opposto, quindi anziché presentare una pendenza maggiore si è appiattita, di conseguenza un incremento dell'*output* ha un effetto contenuto sull'inflazione. Quindi in base a questi elementi Ball sostiene che la globalizzazione non incida sull'inflazione di lungo periodo.

Egli evidenzia che l'appiattimento della PC è dovuto invece ad altri fattori e non alla globalizzazione, ad un *trend* dell'inflazione basso che va a ridurre la frequenza di aggiustamento dei prezzi nominali ed anche alla crescente credibilità delle banche centrali che ancorano le aspettative sull'inflazione.

Per evidenziare il ruolo ridotto del commercio e quindi della globalizzazione sul *trend* dell'inflazione Ball ha stimato una curva di Phillips empirica in riferimento al periodo 1971-2005:

$$\pi = \pi_{-1} + (\alpha_0 + \alpha_1 T)(Y - Y^*) + \varepsilon$$

Dove T indica il livello del commercio, e l'*output* viene fatto dipendere da questa variabile. I risultati ottenuti non evidenziano particolari effetti esercitati dalla variabile T , infatti un incremento del 6% corrisponderebbe ad una riduzione del coefficiente di *output* nella curva di Phillips del 0,05.

Quindi nonostante la globalizzazione non abbia inciso sui parametri della curva essa può comunque incidere sulla traiettoria dell'inflazione, infatti *shock* negativi dell'inflazione statunitense sono riconducibili al commercio e nello specifico alle variazioni dei prezzi delle importazioni.

Quindi l'autore non sostiene che la variabile globalizzazione sia del tutto irrilevante ma non gioca un ruolo centrale nell'andare a determinare il livello di inflazione di lungo periodo, non incide direttamente sulla dinamica della curva di Phillips e non ha contribuito in maniera evidente a *shock* negativi dell'inflazione.

Capitolo 3

La curva di Phillips: il modello

3.1 Analisi descrittiva

Nel presente capitolo è stato costruito un modello econometrico per la curva di Phillips con l'obiettivo di andare ad indagare il legame tra le variabili che caratterizzano questa relazione.

Innanzitutto sono state scaricate due serie di dati dal sito della FRED (*Federal Reserve Economic Data*): la serie *Consumer Price Index Total All Items for the US* e la serie *Unemployment Rate Aged 15 and Over all persons for the US*.

Entrambe le serie utilizzate sono *Seasonally Adjusted*, i dati hanno una frequenza trimestrale e l'ampiezza complessiva del *sample* considerato va dal primo trimestre del 1960 al primo trimestre del 2018 (*1960q1-2018q1*). Per quanto riguarda l'analisi descrittiva e di integrazione delle singole variabili che compongono il modello, sono stati utilizzati i dati compresi tra il primo trimestre del 1960 e il quarto trimestre del 2015 (*1960q1-2015q4*), le stesse serie ridotte sono state utilizzate anche per esplicitare l'equazione statica finale e l'equazione dinamica finale, in questi casi è stato escluso il periodo di futuro virtuale (*2016q1-2018q1*) riservato al confronto previsivo.

Il modello teorico al quale si è fatto riferimento è la curva di Phillips corretta per le aspettative (o accelerata): $\pi_t - \pi_t^e = -\alpha(u_t - u_n)$.

La quale è stata espressa in termini di regressione lineare andando a definire il seguente modello:

$$\text{infl_rate}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{exp_infl}_t + \beta_2 \text{unempl_rate}_t + \beta_3 \text{nat_unempl_rate}_t + \varepsilon_t$$

Il modello analizzato si compone di quattro variabili, una variabile dipendente, il tasso di inflazione, e tre variabili esplicative, l'inflazione attesa, il tasso di disoccupazione e il tasso di disoccupazione naturale.

Per svolgere l'analisi è stato utilizzato il programma *Eviews* nel quale sono state importate le due serie scaricate, e da queste sono state ricavate quelle necessarie per analizzare il modello: il tasso di inflazione (*infl_rate*) ottenuto applicando la differenza logaritmica alla serie *Consumer Price Index Total All Items for the US*, l'inflazione attesa (*exp_infl*) ottenuta applicando il filtro *Hodrick-Prescott* alla serie relativa al tasso di inflazione (*infl_rate*) e la serie inerente il tasso di disoccupazione naturale (*nat_unempl_rate*) risultata dall'applicazione del filtro *Hodrick-Prescott* alla serie relativa al tasso di disoccupazione (*unempl_rate*).

Dopo aver generato tutte le serie che compongono il modello, attraverso la selezione multipla, è stato possibile osservare l'andamento simultaneo delle variabili.

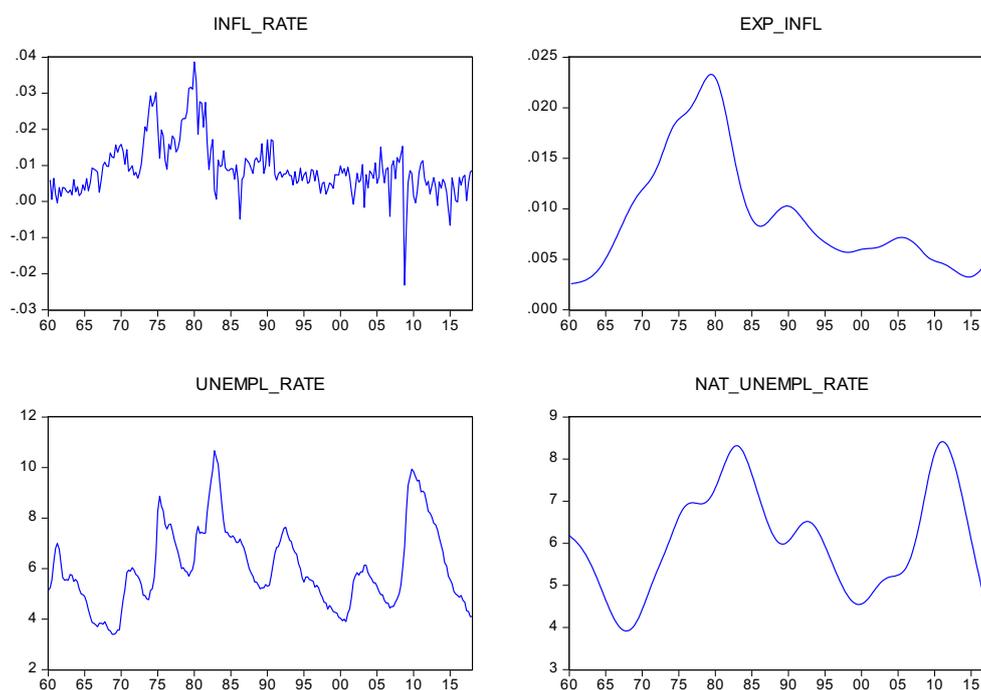


Grafico 3.1.1: multiple graph ottenuto dalla selezione multipla delle variabili.

Osservando i grafici è possibile notare che la variabile *infl_rate* presenta dei picchi, positivi e negativi, in corrispondenza di diversi punti. I picchi positivi più evidenti sono localizzati nel primo trimestre del 1970 (*1970q1*), nel quarto trimestre del 1974 (*1974q4*) e nel primo trimestre del 1980 (*1980q1*). Invece, i picchi negativi sono stati individuati nei punti relativi al secondo trimestre del 1972 (*1972q2*), al primo trimestre del 1976

(1976q1), al quarto trimestre del 1982 (1982q4), al secondo trimestre del 1986 (1986q2) ed infine il picco negativo più evidente è stato riscontrato nel quarto trimestre del 2008 (2008q4).

La variabile *exp_infl*, secondo quanto emerge dal grafico, segue un andamento crescente a partire dagli anni sessanta fino al terzo trimestre del 1979 (1979q3) e a partire da quella data segue un andamento decrescente interrotto da dei lievi incrementi in corrispondenza del primo trimestre del 1990 (1990q1), del primo trimestre del 2006 (2006q1) e dopo l'anno 2015.

Il grafico della serie *unempl_rate* evidenzia i periodi in cui il tasso di disoccupazione è stato particolarmente elevato, nel secondo trimestre del 1961 (1961q2), nel terzo trimestre del 1971 (1971q3), nel secondo trimestre del 1975 (1975q2), nel quarto trimestre del 1982 (1982q4), nel secondo trimestre del 1992 (1992q2), nel terzo trimestre del 2003 (2003q3) e nel quarto trimestre del 2009 (2009q4).

Infine l'andamento della variabile *nat_unempl_rate* segue quello del tasso di disoccupazione, infatti il tasso naturale di disoccupazione inizia a ridursi intorno al quarto trimestre del 1967 (1967q4), per poi crescere fino al secondo trimestre del 1983 (1983q2), andando a ridursi nuovamente fino all'ultimo trimestre del 1999 (1999q4) e a crescere fino al terzo trimestre del 2011 (2011q3) per poi decrescere in modo esponenziale.

È possibile ricondurre i picchi che caratterizzano l'andamento delle variabili sostanzialmente a tre eventi fondamentali: le due crisi petrolifere che hanno interessato gli anni 1973-74 e l'anno 1979 e la crisi economica scoppiata agli inizi del 2008. La crisi si è poi velocemente estesa a tutte le economie avanzate e ai paesi emergenti ed è stata trasmessa attraverso il canale del commercio internazionale, i paesi più colpiti sono stati quelli che intrattenevano stretti rapporti con gli Stati Uniti, la Germania, il Canada e il Messico, l'Unione Europea e la Cina. Anche paesi come il Regno Unito e l'Irlanda hanno risentito fortemente della crisi.

In seguito sono state osservate le statistiche descrittive relative a ciascuna variabile. Dall'analisi degli istogrammi si è notato che in base al test di *Jarque-Bera* per tutte le variabili si rifiuta l'ipotesi nulla di normalità, fatta eccezione per la variabile *nat_unempl_rate* che risulta essere normale per un valore di probabilità (pari a 0,010223) che di poco supera il coefficiente di significatività alfa pari all'1%, mentre per un valore di alfa pari al 5% e 10% risulta essere non normale.

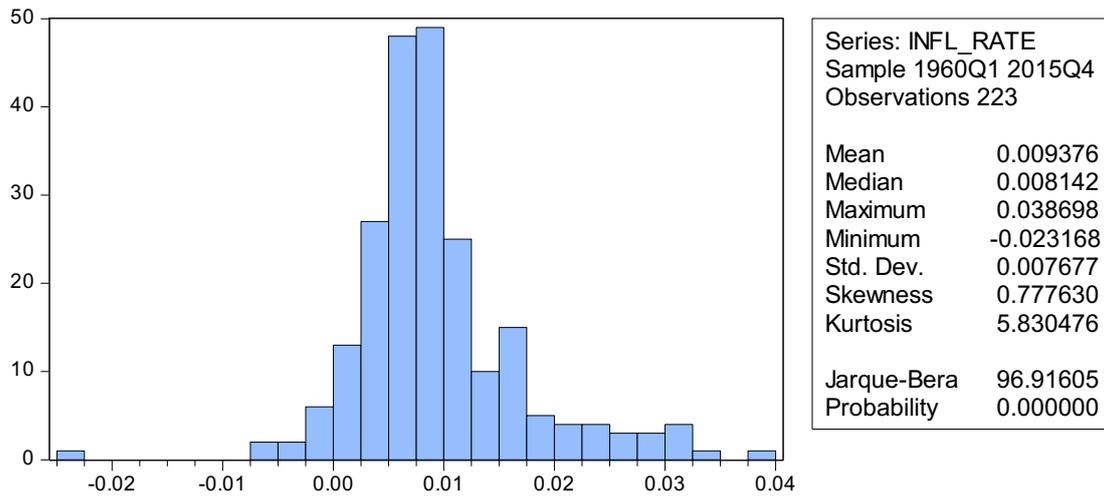


Grafico 3.1.2: istogramma riferito alla serie relativa al tasso di inflazione (*infl_rate*).

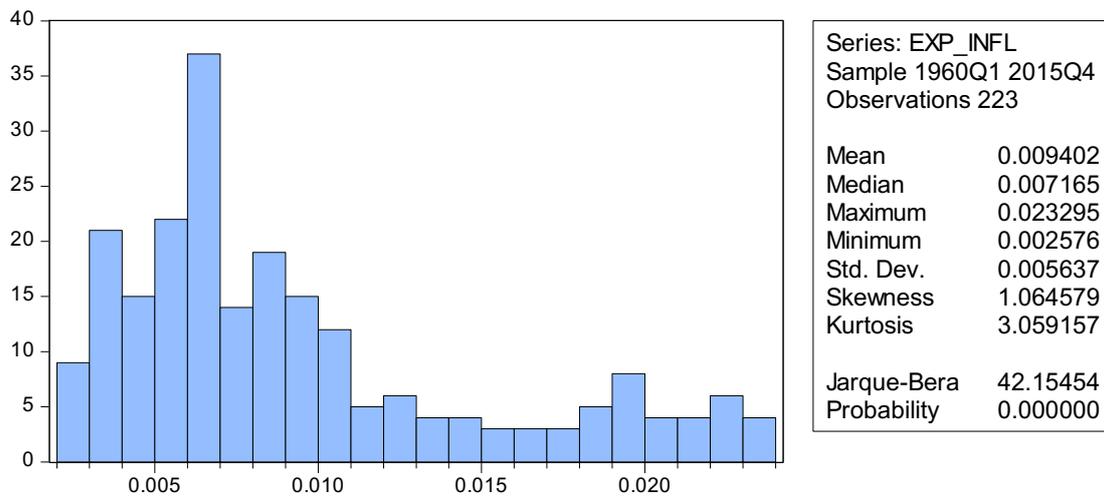


Grafico 3.1.3: istogramma riferito alla serie relativa all'inflazione attesa (*exp_infl*).

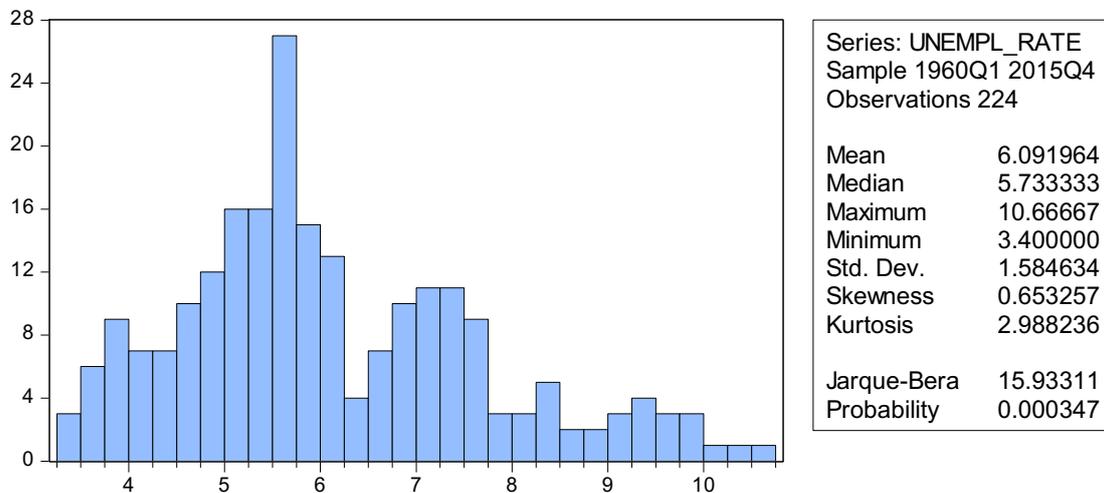


Grafico 3.1.4: istogramma riferito alla serie relativa al tasso di disoccupazione (*unempl_rate*).

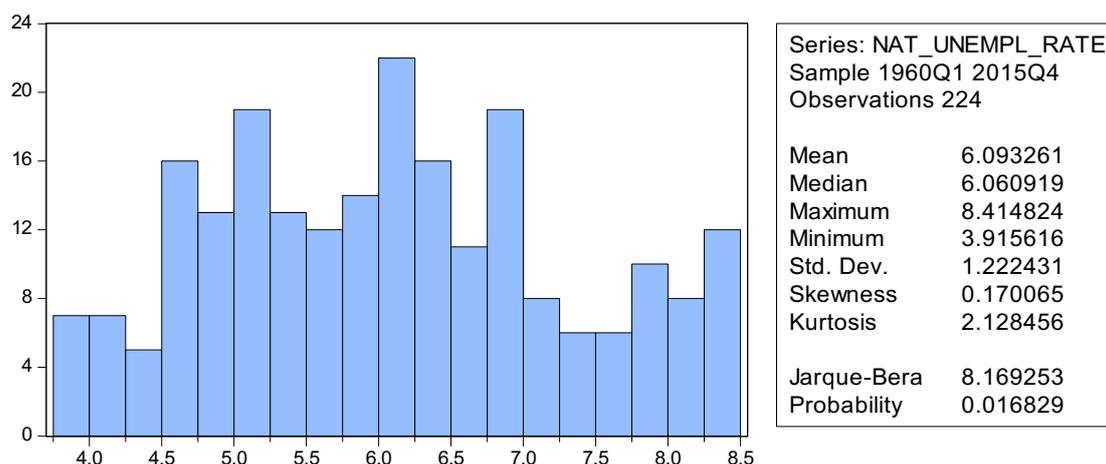


Grafico 3.1.5: istogramma riferito alla serie relativa alla disoccupazione naturale (*nat_unempl_rate*).

3.2 Analisi di integrazione delle variabili

Si è proceduto poi con l'analisi di integrazione delle variabili, effettuando i *test ADF* (*Augmented Dickey-Fuller*) sulle singole serie, considerando un coefficiente di significatività alfa pari all'1%, a partire dalla variabile endogena: *infl_rate*.

Null Hypothesis: INFL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.276974	0.0728
Test critical values:		
1% level	-4.000316	
5% level	-3.430383	
10% level	-3.138772	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INFL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:37
 Sample (adjusted): 1961Q1 2015Q4
 Included observations: 220 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL_RATE(-1)	-0.158444	0.048351	-3.276974	0.0012
D(INFL_RATE(-1))	-0.270073	0.068346	-3.951572	0.0001
D(INFL_RATE(-2))	-0.299227	0.064683	-4.626079	0.0000
C	0.002380	0.000917	2.595783	0.0101
@TREND("1960Q1")	-7.94E-06	5.26E-06	-1.509705	0.1326
R-squared	0.230652	Mean dependent var		-2.77E-05
Adjusted R-squared	0.216339	S.D. dependent var		0.005306
S.E. of regression	0.004697	Akaike info criterion		-7.861123

Sum squared resid	0.004744	Schwarz criterion	-7.783995
Log likelihood	869.7235	Hannan-Quinn criter.	-7.829977
F-statistic	16.11439	Durbin-Watson stat	1.958974
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.2.1: test ADF sulla variabile dipendente *infl_rate*, test for unit root in level trend and intercept.

Dopo aver effettuato il test *ADF* sulla variabile dipendente *infl_rate* si nota che la probabilità è pari a 0,0728 e quindi è maggiore di alfa pari all'1%. Si osserva inoltre che anche il *Trend* e l'intercetta risultano essere non significativi essendo maggiori di alfa, e per questo motivo possono essere eliminati. Dopo aver eliminato il *Trend* si nota che la probabilità del *test* si riduce arrivando a 0,0424 ed ora è possibile rimuovere anche la costante in quanto anch'essa risulta essere non significativa.

Null Hypothesis: INFL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.941107	0.0424
Test critical values:		
1% level	-3.460035	
5% level	-2.874495	
10% level	-2.573751	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INFL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:42
 Sample (adjusted): 1961Q1 2015Q4
 Included observations: 220 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL_RATE(-1)	-0.135203	0.045970	-2.941107	0.0036
D(INFL_RATE(-1))	-0.281603	0.068119	-4.134004	0.0001
D(INFL_RATE(-2))	-0.306776	0.064680	-4.742991	0.0000
C	0.001258	0.000539	2.335577	0.0204
R-squared	0.222497	Mean dependent var		-2.77E-05
Adjusted R-squared	0.211698	S.D. dependent var		0.005306
S.E. of regression	0.004711	Akaike info criterion		-7.859669
Sum squared resid	0.004795	Schwarz criterion		-7.797966
Log likelihood	868.5636	Hannan-Quinn criter.		-7.834752
F-statistic	20.60409	Durbin-Watson stat		1.960919
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.2.2: test ADF sulla variabile dipendente *infl_rate*, test for unit root in level intercept.

Null Hypothesis: INFL_RATE has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.770694	0.0728
Test critical values:		
1% level	-2.575516	
5% level	-1.942276	
10% level	-1.615738	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INFL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:43
 Sample (adjusted): 1961Q1 2015Q4
 Included observations: 220 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL_RATE(-1)	-0.048492	0.027386	-1.770694	0.0780
D(INFL_RATE(-1))	-0.333612	0.065033	-5.129857	0.0000
D(INFL_RATE(-2))	-0.340658	0.063676	-5.349893	0.0000
R-squared	0.202861	Mean dependent var		-2.77E-05
Adjusted R-squared	0.195514	S.D. dependent var		0.005306
S.E. of regression	0.004759	Akaike info criterion		-7.843819
Sum squared resid	0.004916	Schwarz criterion		-7.797542
Log likelihood	865.8201	Hannan-Quinn criter.		-7.825131
Durbin-Watson stat	1.978964			

Tabella 3.2.3: test ADF sulla variabile dipendente infl_rate, test for unit root in level none.

Dopo aver rimosso sia il *Trend* che la costante la probabilità aumenta, tornando al valore osservato inizialmente (0,0728) è necessario quindi passare alle differenze prime.

Null Hypothesis: D(INFL_RATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.11833	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.575516	
5% level	-1.942276	
10% level	-1.615738	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INFL_RATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:45

Sample (adjusted): 1961Q1 2015Q4
 Included observations: 220 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFL_RATE(-1))	-1.722903	0.100647	-17.11833	0.0000
D(INFL_RATE(-1),2)	0.359787	0.063059	5.705559	0.0000
R-squared	0.681121	Mean dependent var		-4.25E-05
Adjusted R-squared	0.679658	S.D. dependent var		0.008450
S.E. of regression	0.004783	Akaike info criterion		-7.838565
Sum squared resid	0.004987	Schwarz criterion		-7.807713
Log likelihood	864.2421	Hannan-Quinn criter.		-7.826106
Durbin-Watson stat	1.988017			

Tabella 3.2.4: test ADF sulla variabile dipendente *infl_rate*, test for unit root 1st difference none.

La probabilità dopo aver effettuato il *test* alle differenze prime è pari a 0,0000 quindi si accetta l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria, la variabile *infl_rate* ha una radice unitaria.

Sono stati effettuati in seguito i *test ADF* sulle variabili esogene del modello: *exp_infl*, *unempl_rate* e *nat_unempl_rate*.

Null Hypothesis: EXP_INFL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.117765	0.1048
Test critical values:		
1% level	-4.000708	
5% level	-3.430572	
10% level	-3.138884	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXP_INFL(-1)	-0.000118	3.78E-05	-3.117765	0.0021
D(EXP_INFL(-1))	3.050571	0.067543	45.16498	0.0000
D(EXP_INFL(-2))	-3.357589	0.194587	-17.25495	0.0000
D(EXP_INFL(-3))	1.518016	0.193851	7.830836	0.0000
D(EXP_INFL(-4))	-0.213035	0.066756	-3.191254	0.0016
C	1.89E-06	6.54E-07	2.884262	0.0043
@TREND("1960Q1")	-6.49E-09	3.23E-09	-2.009646	0.0457

R-squared	0.999938	Mean dependent var	3.98E-06
Adjusted R-squared	0.999937	S.D. dependent var	0.000299
S.E. of regression	2.38E-06	Akaike info criterion	-23.02603
Sum squared resid	1.20E-09	Schwarz criterion	-22.91736
Log likelihood	2516.838	Hannan-Quinn criter.	-22.98214
F-statistic	570232.4	Durbin-Watson stat	1.931705
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.2.5: test ADF sulla variabile esplicativa *exp_infl*, test for unit root in level Trend and intercept.

Per la variabile *exp_infl* la probabilità risulta essere pari a 0,1048 valore evidentemente maggiore di alfa e si osserva che il valore del *Trend* è non significativo (0,0457) quindi anche in questo caso si può procedere alla sua eliminazione. Dopo aver eliminato il *Trend* la probabilità aumenta e si nota che è possibile eliminare anche la costante perché il suo valore è aumentato e la probabilità è maggiore dell'1%.

Null Hypothesis: EXP_INFL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.425365	0.1360
Test critical values:		
1% level	-3.460313	
5% level	-2.874617	
10% level	-2.573817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 11:59
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXP_INFL(-1)	-8.01E-05	3.30E-05	-2.425365	0.0161
D(EXP_INFL(-1))	3.072798	0.067107	45.78954	0.0000
D(EXP_INFL(-2))	-3.406566	0.194433	-17.52047	0.0000
D(EXP_INFL(-3))	1.553155	0.194440	7.987853	0.0000
D(EXP_INFL(-4))	-0.220796	0.067120	-3.289574	0.0012
C	7.79E-07	3.55E-07	2.194716	0.0293

R-squared	0.999937	Mean dependent var	3.98E-06
Adjusted R-squared	0.999936	S.D. dependent var	0.000299
S.E. of regression	2.40E-06	Akaike info criterion	-23.01625
Sum squared resid	1.22E-09	Schwarz criterion	-22.92310
Log likelihood	2514.771	Hannan-Quinn criter.	-22.97862
F-statistic	674608.6	Durbin-Watson stat	1.936952
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.2.6: test ADF sulla variabile esplicativa *exp_infl*, test for unit root in level intercept.

Null Hypothesis: EXP_INFL has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.026520	0.2737
Test critical values:		
1% level	-2.575613	
5% level	-1.942289	
10% level	-1.615730	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 12:01
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXP_INFL(-1)	-1.57E-05	1.53E-05	-1.026520	0.3058
D(EXP_INFL(-1))	3.099774	0.066560	46.57099	0.0000
D(EXP_INFL(-2))	-3.479517	0.193280	-18.00247	0.0000
D(EXP_INFL(-3))	1.623477	0.193492	8.390412	0.0000
D(EXP_INFL(-4))	-0.245213	0.066782	-3.671843	0.0003
R-squared	0.999936	Mean dependent var		3.98E-06
Adjusted R-squared	0.999935	S.D. dependent var		0.000299
S.E. of regression	2.42E-06	Akaike info criterion		-23.00295
Sum squared resid	1.25E-09	Schwarz criterion		-22.92533
Log likelihood	2512.322	Hannan-Quinn criter.		-22.97160
Durbin-Watson stat	1.941445			

Tabella 3.2.7: test ADF sulla variabile esplicativa exp_infl, test for unit root in level none.

Avendo eliminato anche la costante la probabilità continua ad aumentare arrivando ad essere pari a 0,2737 ed è quindi necessario passare alle differenze prime.

Null Hypothesis: D(EXP_INFL) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.244927	0.0242
Test critical values:		
1% level	-2.575613	
5% level	-1.942289	
10% level	-1.615730	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXP_INFL,2)
 Method: Least Squares

Date: 08/19/18 Time: 12:02
Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EXP_INFL(-1))	-0.001517	0.000676	-2.244927	0.0258
D(EXP_INFL(-1),2)	2.107760	0.066193	31.84251	0.0000
D(EXP_INFL(-2),2)	-1.390255	0.127140	-10.93480	0.0000
D(EXP_INFL(-3),2)	0.252074	0.066455	3.793158	0.0002
R-squared	0.995652	Mean dependent var		4.39E-07
Adjusted R-squared	0.995591	S.D. dependent var		3.64E-05
S.E. of regression	2.42E-06	Akaike info criterion		-23.00719
Sum squared resid	1.25E-09	Schwarz criterion		-22.94509
Log likelihood	2511.784	Hannan-Quinn criter.		-22.98211
Durbin-Watson stat	1.943337			

Tabella 3.2.8: test ADF sulla variabile *exp_infl*, test for unit root 1st difference none.

Dopo aver effettuato il *test* sulle differenze prime per la variabile *exp_infl* è possibile vedere che la probabilità del *test* risulta essere maggiore di un valore di alfa pari all'1% ma non nel caso in cui si consideri un valore di alfa pari al 5% o al 10%, quindi la variabile *exp_infl* ha una radice unitaria.

Si continua l'analisi prendendo in considerazione le due variabili esplicative rimanenti: *unempl_rate* e *nat_unempl_rate*.

Null Hypothesis: UNEMPL_RATE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.587701	0.0331
Test critical values:		
1% level	-3.999930	
5% level	-3.430196	
10% level	-3.138663	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE)
Method: Least Squares
Date: 08/19/18 Time: 12:17
Sample (adjusted): 1960Q3 2015Q4
Included observations: 222 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMPL_RATE(-1)	-0.038208	0.010650	-3.587701	0.0004
D(UNEMPL_RATE(-1))	0.687317	0.049418	13.90818	0.0000
C	0.218195	0.067300	3.242100	0.0014
@TREND("1960Q1")	0.000124	0.000262	0.473558	0.6363

R-squared	0.476149	Mean dependent var	-0.001051
Adjusted R-squared	0.468940	S.D. dependent var	0.335054
S.E. of regression	0.244167	Akaike info criterion	0.035925
Sum squared resid	12.99662	Schwarz criterion	0.097235
Log likelihood	0.012299	Hannan-Quinn criter.	0.060678
F-statistic	66.04954	Durbin-Watson stat	2.006391
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.2.9: test ADF sulla variabile *unempl_ratel*, test for unit root in level Trend and intercept.

Nel caso della variabile *unempl_rate* la probabilità ottenuta con il *test* risulta essere pari a 0,0331 e quindi maggiore di un valore di alfa pari all'1% ma inferiore ad alfa pari al 5 e al 10%, si procede eliminando il *Trend* perché non significativo. La probabilità si riduce passando da 0,0331 a 0,0070 e non si elimina la costante perché non assume un valore maggiore del coefficiente alfa pari all'1%.

Null Hypothesis: UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.576301	0.0070
Test critical values:		
1% level	-3.459762	
5% level	-2.874376	
10% level	-2.573687	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 20:40
 Sample (adjusted): 1960Q3 2015Q4
 Included observations: 222 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMPL_RATE(-1)	-0.037114	0.010378	-3.576301	0.0004
D(UNEMPL_RATE(-1))	0.685675	0.049209	13.93394	0.0000
C	0.225492	0.065397	3.448068	0.0007

R-squared	0.475610	Mean dependent var	-0.001051
Adjusted R-squared	0.470821	S.D. dependent var	0.335054
S.E. of regression	0.243734	Akaike info criterion	0.027944
Sum squared resid	13.00999	Schwarz criterion	0.073927
Log likelihood	-0.101829	Hannan-Quinn criter.	0.046509
F-statistic	99.31397	Durbin-Watson stat	2.003217
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.2.10: test ADF sulla variabile *unempl_rate*, test for unit root in level intercept.

Avendo ottenuto una probabilità molto bassa dopo aver eliminato il *Trend* non si passa alle differenze prime perché se si osserva il correlogramma della variabile *unempl_rate* ci sono indizi di presenza di radice unitaria e questo viene confermato anche dal test di *Phillips-Perron*, il quale non è altro che una variante del *test ADF* ed è basato esclusivamente sul coefficiente di autocorrelazione di ordine uno del processo per questo viene anche definito da molti “*test senza modello*” (o *test non parametrico*), al contrario il *test di Dickey-Fuller aumentato* è basato sulla specificazione del modello statistico (la serie storica deve essere una realizzazione di un processo autoregressivo di ordine *p* finito), in entrambi i casi l’ipotesi nulla riguarda la presenza di radice unitaria. Allora è stato ripetuto il *test* sulla variabile *unempl_rate* per verificare la presenza di radice unitaria secondo *Phillips-Perron*.

Null Hypothesis: UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.743083	0.2205
Test critical values:		
1% level	-3.999740	
5% level	-3.430104	
10% level	-3.138608	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.110014
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.345246

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/18 Time: 18:16
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMPL_RATE(-1)	-0.020751	0.014461	-1.434994	0.1527
C	0.141543	0.091427	1.548157	0.1230
@TREND("1960Q1")	-0.000139	0.000356	-0.392253	0.6953

R-squared	0.011552	Mean dependent var	-0.000598
Adjusted R-squared	0.002566	S.D. dependent var	0.334367
S.E. of regression	0.333938	Akaike info criterion	0.657639
Sum squared resid	24.53321	Schwarz criterion	0.703475
Log likelihood	-70.32673	Hannan-Quinn criter.	0.676143
F-statistic	1.285527	Durbin-Watson stat	0.659833
Prob(F-statistic)	0.278573		

Tabella 3.2.11: test di *Phillips-Perron* sulla variabile *unempl_rate* per verificare la presenza di radice unitaria in level *Trend* and *intercept*.

La probabilità iniziale risulta essere pari a 0,2205 e si nota che sia il *Trend* che la costante risultano essere non significativi perché maggiori di alfa, per questo motivo si ripete il *test* eliminando prima il *Trend* e considerando solamente l'intercetta.

Null Hypothesis: UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.769091	0.0644
Test critical values:		
1% level	-3.459627	
5% level	-2.874317	
10% level	-2.573656	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.110091
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.345668

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/18 Time: 18:16
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMPL_RATE(-1)	-0.021964	0.014100	-1.557717	0.1207
C	0.133312	0.088815	1.500997	0.1348

R-squared	0.010860	Mean dependent var	-0.000598
Adjusted R-squared	0.006385	S.D. dependent var	0.334367
S.E. of regression	0.333298	Akaike info criterion	0.649369
Sum squared resid	24.55037	Schwarz criterion	0.679927
Log likelihood	-70.40468	Hannan-Quinn criter.	0.661705
F-statistic	2.426483	Durbin-Watson stat	0.658610
Prob(F-statistic)	0.120731		

Tabella 3.2.12: test di Phillips-Perron sulla variabile *unempl_rate* per verificare la presenza di radice unitaria in level intercept.

Dopo aver eliminato il *Trend* la probabilità ottenuta è 0,0644 anche in questo caso il valore è superiore rispetto al coefficiente di significatività alfa e si procede eliminando anche la costante. Dopo averla eliminata la probabilità aumenta arrivando ad essere pari a 0,4096 quindi questo è indizio di presenza di radice unitaria e si passa alle differenze prime. Dopo aver effettuato il *test di Phillips-Perron* è possibile dire che anche la variabile *unempl_rate* ha una radice unitaria. Infine si è verificato che anche la variabile *nat_unempl_rate* avesse radice unitaria.

Null Hypothesis: UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.706943	0.4096
Test critical values:		
1% level	-2.575373	
5% level	-1.942256	
10% level	-1.615751	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.111214
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.343821

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/18 Time: 18:22
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMPL_RATE(-1)	-0.001479	0.003553	-0.416211	0.6777
R-squared	0.000777	Mean dependent var		-0.000598
Adjusted R-squared	0.000777	S.D. dependent var		0.334367
S.E. of regression	0.334237	Akaike info criterion		0.650544
Sum squared resid	24.80065	Schwarz criterion		0.665822
Log likelihood	-71.53562	Hannan-Quinn criter.		0.656712
Durbin-Watson stat	0.665129			

Tabella 3.2.13: test di Phillips-Perron sulla variabile unempl_rate per verificare la presenza di radice unitaria in level none.

Null Hypothesis: D(UNEMPL_RATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.592639	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.575420	
5% level	-1.942262	
10% level	-1.615747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.062027
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.060616

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(UNEMPL_RATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/18 Time: 18:23
 Sample (adjusted): 1960Q3 2015Q4
 Included observations: 222 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNEMPL_RATE(-1))	-0.332930	0.050114	-6.643484	0.0000
R-squared	0.166456	Mean dependent var		-0.000901
Adjusted R-squared	0.166456	S.D. dependent var		0.273405
S.E. of regression	0.249615	Akaike info criterion		0.066701
Sum squared resid	13.77000	Schwarz criterion		0.082028
Log likelihood	-6.403779	Hannan-Quinn criter.		0.072889
Durbin-Watson stat	1.929703			

Tabella 3.2.14: test di Phillips-Perron sulla variabile unempl_rate per verificare la presenza di radice unitaria in 1st difference none.

Null Hypothesis: NAT_UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.768110	0.2108
Test critical values:		
1% level	-4.000708	
5% level	-3.430572	
10% level	-3.138884	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(NAT_UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 20:47
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NAT_UNEMPL_RATE(-1)	-2.82E-05	1.02E-05	-2.768110	0.0061
D(NAT_UNEMPL_RATE(-1))	4.209236	0.060403	69.68613	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-2))	-7.141148	0.231331	-30.86982	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-3))	6.114903	0.342298	17.86427	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-2.651508	0.232092	-11.42439	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.468318	0.060844	7.697007	0.0000
C	0.000177	6.13E-05	2.889314	0.0043
@TREND("1960Q1")	-8.63E-08	1.39E-07	-0.622569	0.5342
R-squared	0.999999	Mean dependent var		-0.002320
Adjusted R-squared	0.999999	S.D. dependent var		0.099910
S.E. of regression	0.000122	Akaike info criterion		-15.14323
Sum squared resid	3.14E-06	Schwarz criterion		-15.01903
Log likelihood	1658.612	Hannan-Quinn criter.		-15.09306
F-statistic	20668863	Durbin-Watson stat		2.050784
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.2.15: test ADF sulla variabile nat_unempl_rate, test for unit root in level Trend and intercept.

La variabile *nat_unempl_rate* presenta una probabilità pari a 0,2108 nel test *ADF* e si osserva che in questo caso solo il *Trend* risulta essere non significativo quindi si procede alla sua eliminazione.

Null Hypothesis: NAT_UNEMPL_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.917655	0.0449
Test critical values:		
1% level	-3.460313	
5% level	-2.874617	
10% level	-2.573817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(NAT_UNEMPL_RATE)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 20:47
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NAT_UNEMPL_RATE(-1)	-2.93E-05	1.00E-05	-2.917655	0.0039
D(NAT_UNEMPL_RATE(-1))	4.211051	0.060245	69.89903	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-2))	-7.146343	0.230845	-30.95736	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-3))	6.119656	0.341716	17.90861	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-2.652617	0.231748	-11.44612	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.468055	0.060754	7.704047	0.0000
C	0.000174	6.10E-05	2.849592	0.0048
R-squared	0.999999	Mean dependent var		-0.002320
Adjusted R-squared	0.999999	S.D. dependent var		0.099910
S.E. of regression	0.000122	Akaike info criterion		-15.15056
Sum squared resid	3.15E-06	Schwarz criterion		-15.04189
Log likelihood	1658.411	Hannan-Quinn criter.		-15.10667
F-statistic	24183865	Durbin-Watson stat		2.050668
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.2.16: test *ADF* sulla variabile *nat_unempl_rate*, test for unit root in level intercept.

Dopo aver eliminato il *Trend* la probabilità si riduce, la costante non viene eliminata e si passa al test sulle differenze prime che in questo caso riduce il valore della probabilità ma non la azzerava del tutto, quindi si può dire che la variabile *nat_unempl_rate* ha una radice unitaria solo per un valore del coefficiente di significatività alfa pari al 5% o al 10%, non per alfa pari all'1%.

Null Hypothesis: D(NAT_UNEMPL_RATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.312155	0.0204
Test critical values:		
1% level	-2.575613	
5% level	-1.942289	
10% level	-1.615730	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(NAT_UNEMPL_RATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 20:48
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NAT_UNEMPL_RATE(-1))	-0.000309	0.000134	-2.312155	0.0217
D(NAT_UNEMPL_RATE(-1),2)	3.233556	0.060636	53.32711	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-2),2)	-3.956940	0.173765	-22.77184	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-3),2)	2.166091	0.174202	12.43434	0.0000
D(NAT_UNEMPL_RATE(-4),2)	-0.446592	0.061236	-7.292940	0.0000
R-squared	0.999892	Mean dependent var		-0.000701
Adjusted R-squared	0.999889	S.D. dependent var		0.011800
S.E. of regression	0.000124	Akaike info criterion		-15.12895
Sum squared resid	3.28E-06	Schwarz criterion		-15.05132
Log likelihood	1654.055	Hannan-Quinn criter.		-15.09759
Durbin-Watson stat	2.013223			

Tabella 3.2.17: test ADF sulla variabile *nat_unempl_rate*, test for unit root 1st difference none.

Dopo aver effettuato i *test ADF* su tutte le variabili ed anche il test di Phillips-Perron sulla variabile *unempl_rate*, è possibile dire che tutte hanno una radice unitaria e risultano essere integrate di ordine uno: $infl_rate \sim I(1)$, $exp_infl \sim I(1)$, $unempl_rate \sim I(1)$ e $nat_unempl_rate \sim I(1)$.

3.3 Stima

Prima di procedere con la stima dell'equazione statica e dell'equazione dinamica del presente modello, è stato necessario suddividere il periodo campionario in due parti, una prima parte utilizzata in fase di stima delle equazioni statica e dinamica, che comprende il periodo che va dal primo trimestre del 1960 al quarto trimestre del 2015 (1960q1-

2015q4), ed un secondo periodo destinato alla previsione che va dal primo trimestre del 2016 al primo trimestre del 2018 (2016q1-2018q1).

3.3.1 Equazione statica e analisi di cointegrazione

Per generare l'equazione statica è stato considerato il *sample* "ridotto", escludendo il periodo riservato alla previsione, gli ultimi nove trimestri. La stima statica è stata ottenuta con il metodo OLS (*Ordinary Least Squares*) applicando la correzione alla stima della matrice di varianza-covarianza degli stimatori proposta da *Newey-West (HAC Standard Errors & Covariance Estimator)*. L'utilizzo dello stimatore HAC non ha effetti sulla stima dei parametri ma sugli errori *standard* perché spesso dopo aver effettuato la stima statica i residui risultano essere eteroschedastici e autocorrelati. Il metodo di stima utilizzato è quello a due passi di *Engle-Granger*.

L'equazione statica generale risulta essere composta quindi dalle seguenti variabili:
infl_rate c exp_infl unempl_rate nat_unempl_rate

Dependent Variable: INFL_RATE
 Method: Least Squares
 Date: 06/13/18 Time: 15:50
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001592	0.001659	-0.959163	0.3385
EXP_INFL	1.036265	0.101863	10.17310	0.0000
UNEMPL_RATE	-0.002467	0.000503	-4.901394	0.0000
NAT_UNEMPL_RATE	0.002669	0.000639	4.175714	0.0000
R-squared	0.671737	Mean dependent var		0.009376
Adjusted R-squared	0.667240	S.D. dependent var		0.007677
S.E. of regression	0.004429	Akaike info criterion		-7.983649
Sum squared resid	0.004295	Schwarz criterion		-7.922534
Log likelihood	894.1769	Hannan-Quinn criter.		-7.958977
F-statistic	149.3827	Durbin-Watson stat		1.405204
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		40.90442
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.1.1: output dell'equazione statica generale.

Ad una prima osservazione si nota che tutte le variabili che compongono il modello risultano essere significative per qualsiasi valore (1-5-10%) del coefficiente di significatività alfa, quindi non si procede con nessuna eliminazione e di conseguenza si può dire che l'equazione statica generale coincide con l'equazione statica finale.

Partendo dalla stima dell'equazione statica, si osserva inoltre che i coefficienti relativi alle variabili *unempl_rate* e *nat_unempl_rate* sono simili in modulo, quindi partendo dall'output dell'equazione statica sono stati individuati i coefficienti relativi a queste due variabili, che risultano essere rispettivamente C(3) e C(4), e attraverso il *Test di Wald* è stata introdotta la seguente restrizione $C(3) = -C(4)$ che equivale a porre $-\beta_2 = \beta_3$ dal punto di vista analitico.

Estimation Equation:
 =====
 INFL_RATE = C(1) + C(2)*EXP_INFL + **C(3)*UNEMPL_RATE + C(4)*NAT_UNEMPL_RATE**

Wald Test:
Equation: EQ_STAT_GEN_FIN

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.679015	219	0.4978
F-statistic	0.461062	(1, 219)	0.4978
Chi-square	0.461062	1	0.4971

Null Hypothesis: C(3)=-C(4)
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3) + C(4)	0.000202	0.000298

Restrictions are linear in coefficients.

Tabella 3.3.1.2: equazione statica con indicati i coefficienti e output ottenuto con il test di Wald.

Infatti dal punto di vista analitico si ha che:

$$infl_rate_t = \beta_0 + \beta_1 exp_infl_t + \beta_2 unempl_rate_t + \beta_3 nat_unempl_rate_t + \varepsilon_t$$

È possibile porre $-\beta_2 = \beta_3$ e si ottiene:

$$infl_rate_t = \beta_0 + \beta_1 exp_infl_t + \beta_2 unempl_rate_t - \beta_2 nat_unempl_rate_t + \varepsilon_t$$

$$infl_rate_t = \beta_0 + \beta_1 exp_infl_t + \beta_2 (unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + \varepsilon_t$$

Si nota che la probabilità del *test* è pari quasi al 50% per cui si accetta che ci sia uguaglianza tra le variabili *unempl_rate* e *nat_unempl_rate*, ovvero che i coefficienti siano simili in modulo e allora si sono raccolte le due variabili ed è stata considerata la loro differenza (*unempl_rate-nat_unempl_rate*) nel corso del resto dell'analisi.

Di conseguenza si è poi proceduto nuovamente alla stima dell'equazione statica tenendo conto delle osservazioni fatte in precedenza e si è ottenuta la nuova equazione statica pari a: *infl_rate c exp_infl (unempl_rate-nat_unempl_rate)*.

Dependent Variable: INFL_RATE
 Method: Least Squares
 Date: 06/13/18 Time: 15:59
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000478	0.000578	-0.827370	0.4089
EXP_INFL	1.048963	0.052785	19.87254	0.0000
UNEMPL_RATE- NAT_UNEMPL_RATE	-0.002381	0.000395	-6.026051	0.0000
R-squared	0.670843	Mean dependent var		0.009376
Adjusted R-squared	0.667850	S.D. dependent var		0.007677
S.E. of regression	0.004425	Akaike info criterion		-7.989897
Sum squared resid	0.004307	Schwarz criterion		-7.944061
Log likelihood	893.8735	Hannan-Quinn criter.		-7.971393
F-statistic	224.1868	Durbin-Watson stat		1.401619
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.1.3: nuova equazione statica generale dopo aver introdotto la prima restrizione con il test di Wald.

Osservando nuovamente l'output dell'equazione statica, ottenuta dopo aver imposto un primo vincolo attraverso il *Test di Wald*, è stata introdotta una seconda restrizione $C(2) = 1$ riguardante i coefficienti della variabile dipendente e quello della variabile *exp_infl* ed anche in questo caso si è ottenuta una probabilità abbastanza elevata (0,3546) che ha portato quindi ad accettare anche questa seconda restrizione.

Wald Test:
Equation: EQ_STAT_2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.927600	220	0.3546
F-statistic	0.860441	(1, 220)	0.3546
Chi-square	0.860441	1	0.3536

Null Hypothesis: C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.048963	0.052785

Restrictions are linear in coefficients.

Tabella 3.3.1.4: output del test di Wald ottenuto dopo aver imposto la seconda restrizione.

Dal punto di vista analitico la restrizione $C(2) = 1$ equivale a porre $\beta_1 = 1$:
 $infl_rate_t = \beta_0 + \beta_1 exp_infl_t + \beta_2(unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + \varepsilon_t$

$$\beta_1 infl_rate_t = \beta_0 + \beta_1 exp_infl_t + \beta_2(unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + \varepsilon_t$$

$$\beta_1 infl_rate_t - \beta_1 exp_infl_t = \beta_0 + \beta_2(unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + \varepsilon_t$$

Dopo aver introdotto tutte le restrizioni indicate è stato possibile esplicitare il modello nel modo seguente:

$$\beta_1(infl_rate_t - exp_infl_t) = \beta_0 + \beta_2(unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + \varepsilon_t$$

L'equazione statica finale risulta quindi essere:

Dependent Variable: **INFL_RATE-EXP_INFL**
 Method: Least Squares
 Date: 06/13/18 Time: 16:08
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.78E-05	0.000379	-0.047143	0.9624
UNEMPL_RATE- NAT_UNEMPL_RATE	-0.002404	0.000508	-4.731001	0.0000
R-squared	0.144097	Mean dependent var		-2.60E-05
Adjusted R-squared	0.140224	S.D. dependent var		0.004770
S.E. of regression	0.004423	Akaike info criterion		-7.994962
Sum squared resid	0.004324	Schwarz criterion		-7.964405
Log likelihood	893.4383	Hannan-Quinn criter.		-7.982626
F-statistic	37.20690	Durbin-Watson stat		1.396409
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		22.38237
Prob(Wald F-statistic)	0.000004			

Tabella 3.3.1.5: output dell'equazione statica generale-finale.

Per migliorare i risultati ottenuti nel corso dell'analisi, si è scelto di introdurre nel modello anche una variabile *dummy*, ovvero una variabile di comodo, per simmetria in quanto in seguito nella stima dell'equazione dinamica per ridurre l'incidenza dell'osservazione relativa al quarto trimestre del 2008 si è ritenuto opportuno aggiungerla:

$$\beta_1(infl_rate_t - exp_infl_t) = \beta_0 + \beta_2(unempl_rate_t - nat_unempl_rate_t) + dum + \varepsilon_t$$

Quindi l'equazione statica finale, dopo l'inserimento di una *dummy variable*, è:

Dependent Variable: INFL_RATE-EXP_INFL
 Method: Least Squares
 Date: 06/27/18 Time: 10:07
 Sample (adjusted): 1960Q2 2015Q4
 Included observations: 223 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000115	0.000370	0.310159	0.7567

UNEMPL_RATE- NAT_UNEMPL_RATE DUM	-0.002485 -0.029539	0.000504 0.000433	-4.932776 -68.15907	0.0000 0.0000
R-squared	0.315882	Mean dependent var	-2.60E-05	
Adjusted R-squared	0.309662	S.D. dependent var	0.004770	
S.E. of regression	0.003963	Akaike info criterion	-8.210019	
Sum squared resid	0.003456	Schwarz criterion	-8.164183	
Log likelihood	918.4171	Hannan-Quinn criter.	-8.191515	
F-statistic	50.79087	Durbin-Watson stat	1.293840	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	3034.326	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.1.6: output dell'equazione statica generale-finale dopo aver inserito una dummy variable.

Dopo aver esplicitato l'equazione statica finale, l'analisi è stata svolta utilizzando la differenza tra le variabili (*infl_rate-exp_infl_rate*) e (*unempl_rate-nat_unempl_rate*).

In seguito è stata salvata la serie dei residui, ricavata dall'equazione statica finale i quali sono stati nominati: *ecm*.

La serie ottenuta e denominata *ecm* è stata analizzata attraverso il *test ADF* per verificare che le variabili che compongono il modello fossero cointegrate e che quindi la regressione ottenuta non fosse una regressione spuria.

Null Hypothesis: D(ECM) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.36293	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.575516	
5% level	-1.942276	
10% level	-1.615738	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ECM,2)
Method: Least Squares
Date: 07/03/18 Time: 15:41
Sample (adjusted): 1961Q1 2015Q4
Included observations: 220 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ECM(-1))	-1.893447	0.097787	-19.36293	0.0000
D(ECM(-1),2)	0.447715	0.060266	7.428935	0.0000
R-squared	0.724731	Mean dependent var	-5.06E-05	
Adjusted R-squared	0.723468	S.D. dependent var	0.007257	
S.E. of regression	0.003816	Akaike info criterion	-8.290084	
Sum squared resid	0.003175	Schwarz criterion	-8.259233	
Log likelihood	913.9093	Hannan-Quinn criter.	-8.277626	

Tabella 3.3.1.7: test ADF sui residui (ecm), test for unit root 1st difference none.

Osservando il risultato ottenuto tramite il test ADF si rifiuta l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria, il test ADF conferma che la variabile ecm è integrata di ordine zero, $ecm \sim I(0)$.

Si è quindi osservato che le variabili sono tutte integrate di ordine uno e quindi risultano essere cointegrate ed è possibile dire che c'è superconsistenza. In seguito sono stati effettuati anche altri test sui residui: il test di normalità, il test sulla correlazione e il test sull'eteroschedasticità.

- Test di normalità:

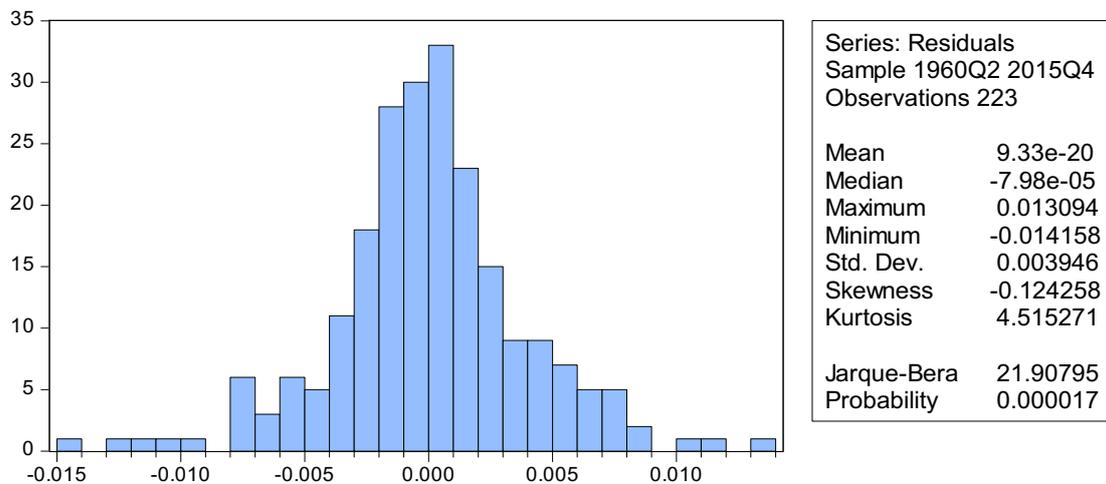


Grafico 3.3.1.1: istogramma dei residui.

La probabilità del test di normalità essendo pari a 0,000017 porta a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità dei residui in quanto il valore della probabilità risulta essere quasi pari a zero e quindi inferiore a qualsiasi valore assunto da alfa.

- Test di correlazione

Osservando il risultato di Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test si rifiuta l'ipotesi nulla di non correlazione dei residui in quanto anche in questo caso la probabilità risulta essere pari a zero e quindi è inferiore a qualsiasi livello di significatività. C'è correlazione tra i residui.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	15.76221	Prob. F(2,218)	0.0000
Obs*R-squared	28.17337	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Tabella 3.3.1.8: output del test sulla correlazione dei residui.

- Test sull'eteroschedasticità

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.158564	Prob. F(2,220)	0.8535
Obs*R-squared	0.320990	Prob. Chi-Square(2)	0.8517
Scaled explained SS	0.549106	Prob. Chi-Square(2)	0.7599

Tabella 2.3.1.9: output del test sull'eteroschedasticità dei residui.

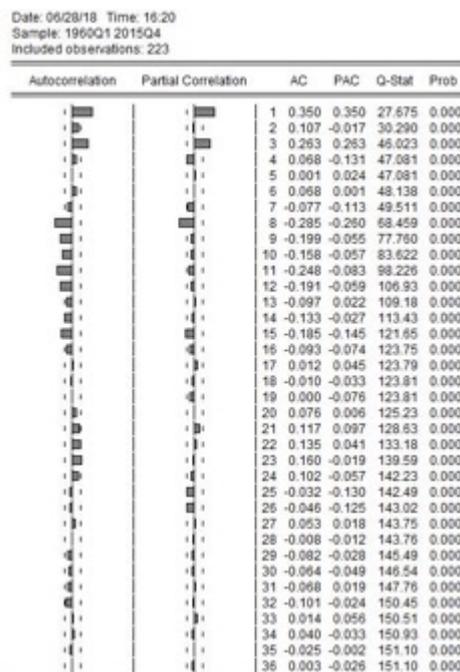


Figura 2.3.1.1: correlogramma dei residui (ecm).

Per quanto riguarda il *test* sull'eteroschedasticità si accetta l'ipotesi nulla di presenza di omoschedasticità tra i residui perché la probabilità del *test* di *Breush-Pagan-Godfrey* è molto alta e maggiore di qualsiasi valore di alfa (1-5-10%), i residui sono omoschedastici. La presenza di correlazione viene confermata anche dal correlogramma dei residui (*Figura 2.3.1.1*), dal quale emerge anche se lieve una certa correlazione.

3.3.2 Commento sulle stime dei coefficienti di lungo periodo

Dopo aver verificato la cointegrazione tra le variabili che compongono il modello è possibile considerare i coefficienti del modello statico come coefficienti di lungo periodo e quindi è possibile andare a valutare la validità dei loro segni, per farlo sono stati utilizzati i coefficienti di regressione standardizzati.

Non è corretto considerare il modulo dei coefficienti stimati nella valutazione e osservare che siano più o meno grandi o che si avvicinino o meno a zero. Infatti la dimensione dei coefficienti è sensibile alla diversa unità di misura tra la variabile dipendente e i regressori, per questo motivo si utilizzano i coefficienti di regressione standardizzati. Quanto più il coefficiente standardizzato in valore assoluto risulterà essere vicino ad uno, tanto maggiore sarà l'effetto della variabile esplicativa sulla variabile dipendente a parità dell'effetto delle altre variabili indipendenti considerate nel modello e viceversa, quanto più il coefficiente standardizzato in valore assoluto sarà vicino allo zero, tanto minore sarà l'effetto della variabile esogena rispetto alla variabile dipendente.

Scaled Coefficients
Date: 06/28/18 Time: 16:44
Sample: 1960Q1 2015Q4
Included observations: 223

Variable	Coefficient	Standardized Coefficient	Elasticity at Means
C	0.000115	NA	-4.412243
UNEMPL_RATE-NAT_UNEMPL_RATE	-0.002485	-0.392311	0.325004
DUM	-0.029539	-0.414664	5.087240

Tabella 3.3.2.1: stima dei coefficienti di lungo periodo.

Il segno della variabile esogena del modello rispetta le aspettative, ovvero conferma la relazione inversa tra inflazione e disoccupazione. Si osserva che il coefficiente della variabile esplicativa data dalla differenza tra *unempl_rate* e *nat_unempl_rate* assume un valore elevato (pari a -0,392311) ma non molto vicino ad uno, il segno negativo indica una relazione inversa tra la variabile endogena data dalla differenza tra il tasso di inflazione e l'inflazione attesa (*infl_rate-exp_infl*) e la variabile esplicativa data dalla differenza tra tasso di disoccupazione e dalla disoccupazione naturale (*unempl_rate-nat_unempl_rate*), quindi un incremento del tasso di disoccupazione implica un riduzione dell'inflazione e viceversa.

In aggiunta l'elasticità in media permette di valutare la relazione di lungo periodo in termini percentuali, quindi ad un incremento dell'1% del tasso di disoccupazione l'inflazione si riduce del 0,33% ca., cioè di un terzo. Mentre i risultati che si vedranno in seguito attraverso la funzione di risposta impulsiva sono espressi in termini di unità, quindi nel caso in cui il tasso di inflazione aumenti di un'unità la disoccupazione si ridurrà

di una quantità pari a due millesimi di unità, ovvero di una quantità pari al valore assunto dal coefficiente nell'equazione statica finale (-0,002585).

E' stata poi definita la curva di lungo periodo, il grafico rappresenta l'andamento della variabile dipendente (*infl_rate-exp_infl*) sia attraverso la curva dei valori effettivi (*Actual*), sia attraverso la curva dei valori attesi (*Fitted*) che definisce la curva di lungo periodo, mentre la curva *Residual* è data dalla deviazione dei valori della curva *Actual* rispetto a quella *Fitted*, e definisce la componente *ecm*.

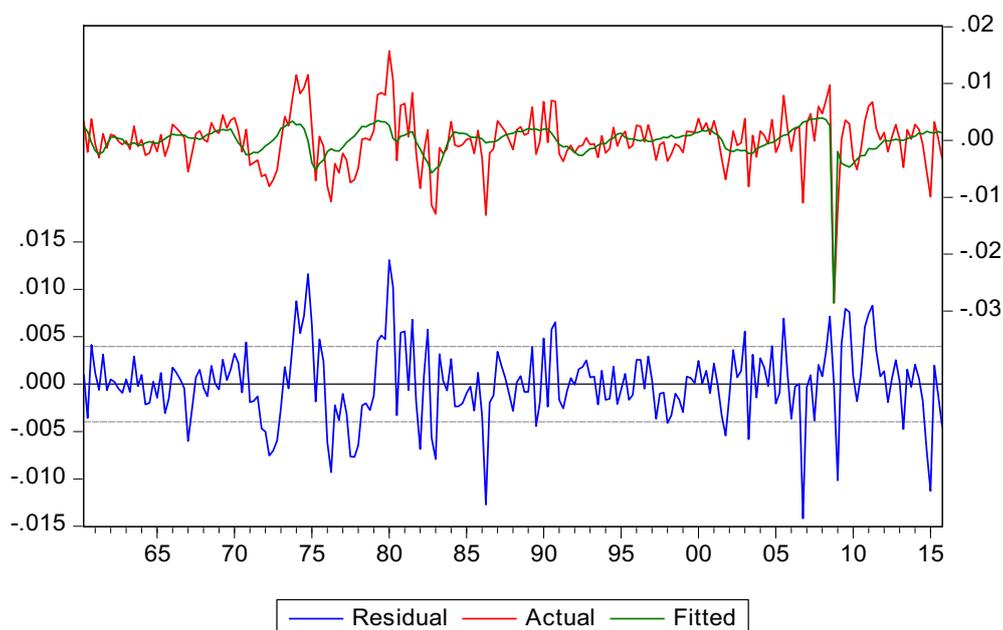


Grafico 3.3.2.1: curva di LP ricavata dall'equazione statica finale.

Dal grafico emergono degli scostamenti tra la curva *Actual* e quella *Fitted*, la curva dei valori attesi non coglie a pieno i picchi che caratterizzano il periodo che va dalla fine degli anni sessanta alla fine degli anni ottanta.

Gli anni settanta sono stati caratterizzati da ben due *shock* petroliferi. Il primo compreso nel periodo tra il 1973 e il 1975, il quale si è verificato in seguito allo scoppio della guerra tra Israele e i paesi arabi, perché sia l'Olanda che gli Stati Uniti intervennero a sostegno di Israele e quindi i paesi arabi membri dell'*OPEC* (*Organization of the Petroleum Exporting Countries*) imposero un divieto di esportazione del greggio a quei paesi. Allo stesso tempo i paesi arabi per non subire una brusca riduzione delle esportazioni di petrolio ne aumentarono il prezzo in modo esponenziale andando a creare delle scorte a solo scopo precauzionale.

I paesi dell'*OPEC* continuarono ad aumentare il prezzo del greggio, che nel 1974 ormai si era quadruplicato, passando da tre a dodici dollari al barile. Tutto questo ebbe un forte

impatto sui consumi, che rallentarono bruscamente, infatti l'incremento del prezzo del petrolio provocò un incremento del livello dei prezzi e di conseguenza l'economia mondiale andò in recessione, l'inflazione raggiunse le stelle ed anche la situazione occupazionale si stava deteriorando.

Per indicare le condizioni macroeconomiche che caratterizzarono gli anni 1974-1975 gli economisti coniarono un nuovo termine, la stagflazione, con il quale si volle indicare un periodo caratterizzato dalla combinazione di inflazione elevata e stagnazione della produzione. Alla base della stagflazione c'erano due fattori: l'incremento dei prezzi dei beni che aveva inciso direttamente sull'incremento dell'inflazione e allo stesso tempo aveva ridotto la domanda e l'offerta aggregata, e le aspettative di inflazione futura che spingevano sui salari e sui prezzi nonostante lo stato di recessione e l'incremento della disoccupazione.

Quando la recessione si aggravò a cavallo tra il 1974 e il 1975 la maggior parte dei governi scelse una politica monetaria espansiva, che permise una ripresa della produzione ma non fu possibile tornare al tasso di disoccupazione che c'era prima dello *shock* petrolifero.

La ripresa dalla crisi si ebbe solo nel 1976 anche se la disoccupazione continuava a rimanere elevata, e gli Stati Uniti fecero pressioni su Germania e Giappone affinché adottassero una politica economica espansiva in modo tale da uscire definitivamente dalla recessione. Questi due stati acconsentirono solo nel 1978 ad unirsi agli Stati Uniti come "locomotive della crescita mondiale".

Il risultato di questa politica fu un deprezzamento del dollaro e una perdita della fiducia nel suo valore futuro da parte degli investitori internazionali perché l'indebolimento del dollaro contribuì ad aumentare l'inflazione negli Stati Uniti. In seguito per ristabilire la fiducia nel dollaro, il presidente Carter nominò governatore della *Federal Reserve* Paul A. Volcker, il quale cercò di rafforzare il dollaro annunciando nel 1979 una politica monetaria restrittiva.

Successivamente si verificò un secondo *shock* petrolifero a cavallo tra gli anni 1979-1980 a seguito della caduta dello scià in Iran che causò nuovamente un incremento del prezzo del petrolio, il prezzo del greggio passò da tredici dollari al barile nel 1978 a quasi trentadue dollari nel 1980. Anche in questo caso, come nel 1973-1974, le economie dei paesi che importavano il petrolio sperimentarono la stagflazione.

Mentre alla prima crisi petrolifera i paesi risposero adottando delle politiche economiche espansive, quando si trovarono di fronte al secondo *shock* petrolifero risposero in maniera del tutto differente, adottando delle politiche restrittive con il fine di controbilanciare

l'incremento dell'inflazione dovuto all'aumento del prezzo del petrolio. In realtà non si verificò una vera e propria ripresa del secondo *shock* petrolifero perché nel 1981 l'economia mondiale cadde nella più grande recessione dopo la Grande Depressione degli anni trenta.

Negli anni successivi al 1980 l'economia mondiale cambiò radicalmente. Già nel 1979 il governatore della *Federal Reserve*, Volcker, annunciò un'inversione della politica adottata precedentemente dagli Stati Uniti finalizzata a combattere l'eccessiva inflazione e a contenere la caduta del dollaro.

Nel novembre del 1980 con l'elezione del presidente Ronald Reagan il valore del dollaro iniziò a salire, salirono i tassi di interesse e il dollaro si apprezzò, però questo apprezzamento rese molto costosi i beni statunitensi rispetto a quelli esteri e ridusse la produzione degli Stati Uniti.

L'apprezzamento del dollaro non venne ben visto dagli altri paesi in quanto un dollaro forte ostacolava la loro lotta all'inflazione, incrementando i costi delle importazioni ed anche le richieste di aumenti salariali da parte dei lavoratori. Gli Stati Uniti invece riuscirono a ridurre l'inflazione e la disoccupazione tornò ai livelli che si erano verificati prima della recessione. Negli altri paesi tra gli anni 1982-1983 si raggiunsero livelli di disoccupazione molto elevati, ma nonostante ciò la contrazione monetaria e la recessione ridussero l'inflazione nei paesi industrializzati.

Negli Stati Uniti la crescita monetaria che caratterizzò gli anni 1985-1986 ebbe come conseguenza quella di spingere verso l'alto l'inflazione tra il 1987 e il 1988. La *Federal Reserve* rispose con una politica monetaria restrittiva che condusse l'economia statunitense in recessione nell'estate del 1990.

La ripresa economica degli Stati Uniti iniziò a partire dal 1992 e fu caratterizzata da una bassa inflazione, da un mercato azionario in espansione e da una disoccupazione molto ridotta.

Allo stesso tempo in Germania a seguito della riunificazione verificatasi il primo luglio del 1990, si assistette ad una spinta inflazionistica, lo stesso avvenne in Giappone nell'89 come conseguenza dell'aver adottato una politica monetaria espansiva negli anni 1986-1988.

Alle soglie degli anni 2000 per evitare il collasso economico mondiale la *Federal Reserve* tagliò i tassi di interesse a partire dalla fine del 1998, quando la crisi sembrava scampata l'economia statunitense nel 2001 entrò nuovamente in recessione a seguito di un decennio di crescita ininterrotta. Il rallentamento dell'economia si intensificò anche a seguito degli

attacchi terroristici dell'11 settembre 2001 a New York e a Washington, ma nonostante questo i tagli dei tassi da parte della Fed e alle imposte attuati dal presidente George W. Bush resero la recessione molto breve.

Gli altri picchi evidenziati dalle curve si hanno in corrispondenza del periodo caratterizzato dalla crisi economica scoppiata negli Stati Uniti già nell'estate del 2007. La crisi finanziaria, scoppiata prima negli Stati Uniti e poi diffusasi in tutta Europa, ha avuto origine nel mercato dei mutui *subprime*, con i quali si faceva riferimento a quella parte del mercato statunitense che erogava comunque mutui a coloro che avevano una probabilità molto bassa di ripagarli.

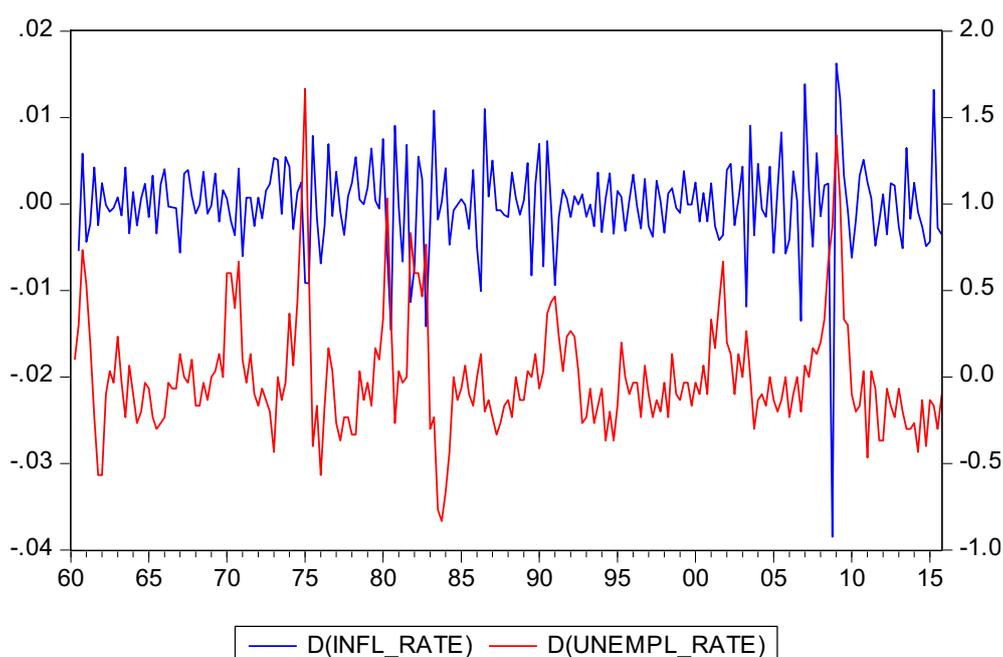


Grafico 3.3.2.2: rappresentazione dell'andamento delle differenze prime delle due variabili che compongono il modello.

Il Grafico 3.3.2.2 mostra l'andamento delle due variabili espresse in termini di differenze prime, la variabile dipendente *infl_rate* e la variabile esogena *unempl_rate*, il grafico è stato realizzato utilizzando le differenze prime delle due variabili perché tutte le variabili del modello risultano essere integrate di ordine uno.

Se si osserva l'andamento delle due curve tendenzialmente picchi del tasso di disoccupazione sono seguiti da variazioni del tasso di inflazione, infatti nella prima parte del grafico si nota un picco del tasso di disoccupazione in corrispondenza del quarto trimestre del 1960 (*1960q4*) seguito nel primo trimestre del 1961 (*1961q1*) da una riduzione del tasso di inflazione.

Ad un picco positivo del tasso di disoccupazione in corrispondenza del quarto trimestre del 1970 (1970q4) segue una riduzione del tasso di inflazione nel primo trimestre del 1971 (1971q1).

Nello stesso trimestre del 1975 (1975q1) invece, si è verificato contemporaneamente un aumento del tasso di disoccupazione e una riduzione del tasso di inflazione.

Anche la riduzione del tasso di inflazione nel terzo trimestre del 1980 (1980q3) è dovuta ad un incremento della disoccupazione nel secondo trimestre dello stesso anno (1980q2).

Nella parte finale del grafico si osserva però che il picco negativo di inflazione verificatosi nel quarto trimestre del 2008 (2008q4) è seguito da un incremento della disoccupazione nel primo trimestre del 2009 (2009q1), molto probabilmente questo picco è legato al fatto che la crisi dall'economia finanziaria si è trasmessa all'economia reale.

Quindi non è possibile stabilire in termini assoluti che variazioni del tasso di inflazione siano sempre precedute da variazioni del tasso di disoccupazione infatti un'eccezione è costituita dal picco evidenziato in corrispondenza della crisi economica del 2008.

Quanto emerso dal grafico semplicemente mette in evidenza, e quindi conferma, la relazione inversa tra inflazione e disoccupazione, ad un incremento di una delle due variabili corrisponde un decremento dell'altra.

A tale riguardo è stato effettuato il *test* di causalità di *Granger*, in base a questo *test* si dice che se *X* causa (nel senso di *Granger*) *Y*, allora *X* è un utile predittore di *Y*, date le altre variabili del modello.

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 09/16/18 Time: 14:33
 Sample: 1960Q1 2015Q4
 Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(UNEMPL_RATE) does not Granger Cause D(INFL_RATE)	218	8.59859	2.E-06
D(INFL_RATE) does not Granger Cause D(UNEMPL_RATE)		0.89287	0.4691

Tabella 3.3.2.2: output del test di causalità di Granger.

Se si osserva il risultato ottenuto nel *test* effettuato sulle differenze prime delle due variabili considerando solamente quattro ritardi, nel primo caso si rifiuta l'ipotesi nulla secondo cui l'inflazione non è causata nel senso di *Granger* dalla disoccupazione perché la probabilità ottenuta è molto piccola, quindi la variabile $d(unempl_rate)$ causa nel senso di *Granger* la variabile $d(infl_rate)$. Mentre nel secondo caso si accetta l'ipotesi nulla

secondo cui variazioni dell'inflazione non vanno ad incidere sulla disoccupazione essendo la probabilità molto elevata (pari a 0,4691), quindi la variabile $d(infl_rate)$ non causa nel senso di *Granger* la variabile $d(unempl_rate)$. Quindi i risultati mostrati dal *test di Granger* confermano l'andamento evidenziato nel *Grafico 2.3.2.2*.

3.3.3 Stima dell'equazione dinamica

Avendo verificato l'assenza di radici unitarie nei residui del modello statico, si è proceduto con la stima dell'equazione dinamica in forma *ecm* e trattandosi di dati trimestrali in un primo momento sono stati considerati solo quattro ritardi temporali della variabile dipendente e della variabile esplicativa. In questo caso non è stata utilizzata l'opzione *HAC Standard Errors & Covariance Estimator* in quanto nella stima dell'equazione dinamica si assume che i disturbi siano *white noise*.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 06/13/18 Time: 17:11
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.90E-05	0.000272	-0.069765	0.9444
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.022284	0.104956	-0.212318	0.8321
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.134088	0.096614	-1.387874	0.1667
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.047175	0.081403	0.579520	0.5629
D(INFL_RATE(-4)-EXP_INFL(-4))	-0.089174	0.067822	-1.314837	0.1900
D(UNEMPL_RATE-NAT_UNEMPL_RATE)	-0.001540	0.001188	-1.296182	0.1964
D(UNEMPL_RATE(-1)-NAT_UNEMPL_RATE(-1))	-0.003376	0.001383	-2.441111	0.0155
D(UNEMPL_RATE(-2)-NAT_UNEMPL_RATE(-2))	0.002542	0.001389	1.829551	0.0688
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.003055	0.001379	2.214952	0.0279
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.003918	0.001209	-3.239862	0.0014
ECM(-1)	-0.592732	0.114842	-5.161277	0.0000
R-squared	0.452604	Mean dependent var	-1.06E-06	
Adjusted R-squared	0.426160	S.D. dependent var	0.005294	
S.E. of regression	0.004011	Akaike info criterion	-8.150624	
Sum squared resid	0.003330	Schwarz criterion	-7.979847	
Log likelihood	899.4180	Hannan-Quinn criter.	-8.081645	
F-statistic	17.11541	Durbin-Watson stat	1.974149	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.3.1: output dell'equazione dinamica generale con quattro lags.

Prima di procedere con l'eliminazione dei regressori non significativi in base ai valori osservati dal criterio di *Akaike*, è stata effettuata un'analisi sui residui del modello

generale per verificare che si comportassero come un processo *White Noise*, per questo motivo sono stati effettuati i test di normalità, sulla correlazione e sull'eteroschedasticità.

- Test sulla normalità

Si rifiuta l'ipotesi nulla di normalità dei residui attraverso il test di *Jarque-Bera* in quanto la probabilità essendo pari a zero è inferiore a qualsiasi valore (1-5-10%) del coefficiente di significatività alfa.

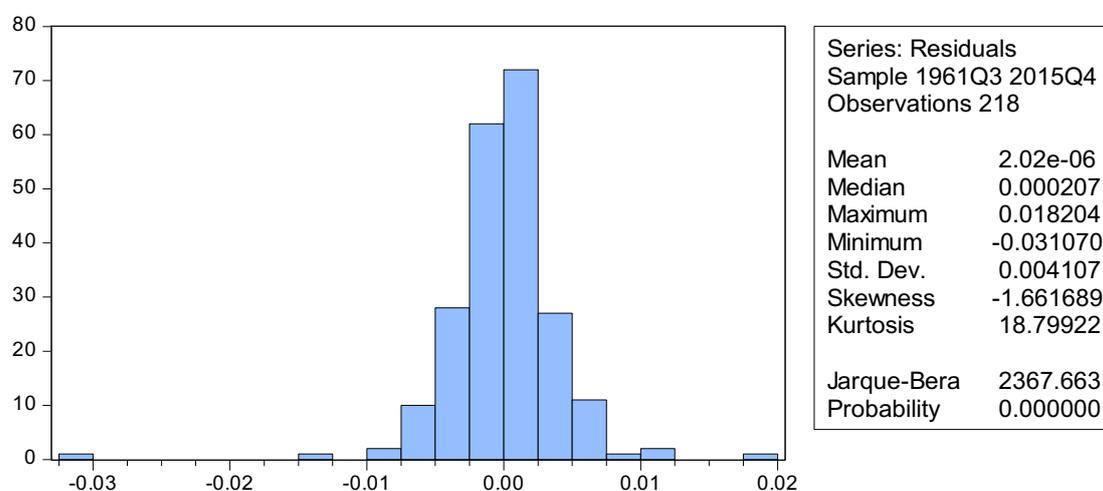


Grafico 3.3.3.1: istogramma dei residui dell'equazione dinamica generale.

- Test sulla correlazione

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	9.613812	Prob. Chi-Square(2)	0.0082
---------------	----------	---------------------	--------

Tabella 3.3.3.2: test sulla correlazione dei residui.

Si rifiuta l'ipotesi nulla di non correlazione tra i residui, in quanto il valore assunto nel *test* (pari a 0,0082) risulta essere inferiore a qualsiasi valore assunto dal coefficiente di significatività alfa, quindi c'è correlazione tra i residui.

- Test sull'eteroschedasticità

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.378198	Prob. F(10,207)	0.0110
Obs*R-squared	22.46480	Prob. Chi-Square(10)	0.0129
Scaled explained SS	217.7669	Prob. Chi-Square(10)	0.0000

Tabella 3.3.3.3: test sull'eteroschedasticità dei residui.

Si accetta l'ipotesi nulla del *test* di *Breush-Pagan-Godfrey* solamente per un valore di alfa pari all'1% perché il valore della statistica *F* è pari a 0,0110 ed è di poco maggiore, quindi i residui risultano essere omoschedastici.

Prima di procedere con l'eliminazione dei regressori si è osservato il grafico della curva di breve periodo ricavato dall'equazione dinamica generale.

Il grafico indica l'andamento della variabile (*infl_rate-exp_infl_rate*) sia attraverso la curva effettiva (*Actual*) sia attraverso la curva attesa (*Fitted*), mentre la curva *Residual* rappresenta la deviazione dei valori della curva effettiva da quella attesa. Si nota che la curva rossa e quella verde si muovono di pari passo, in alcuni punti si sovrappongono, anche se la curva dei valori attesi non coglie il picco identificato nel punto che corrisponde al quarto trimestre del 2008 (2008q4).

Per cercare di ridurre il picco nel quarto trimestre del 2008, periodo di piena crisi economica, in precedenza era già stata inserita nell'equazione statica una variabile di tipo *dummy* all'interno del modello, sempre relativa al periodo che va dal primo trimestre del 1960 al quarto trimestre dell'anno 2015 (1960q1-2015q4).

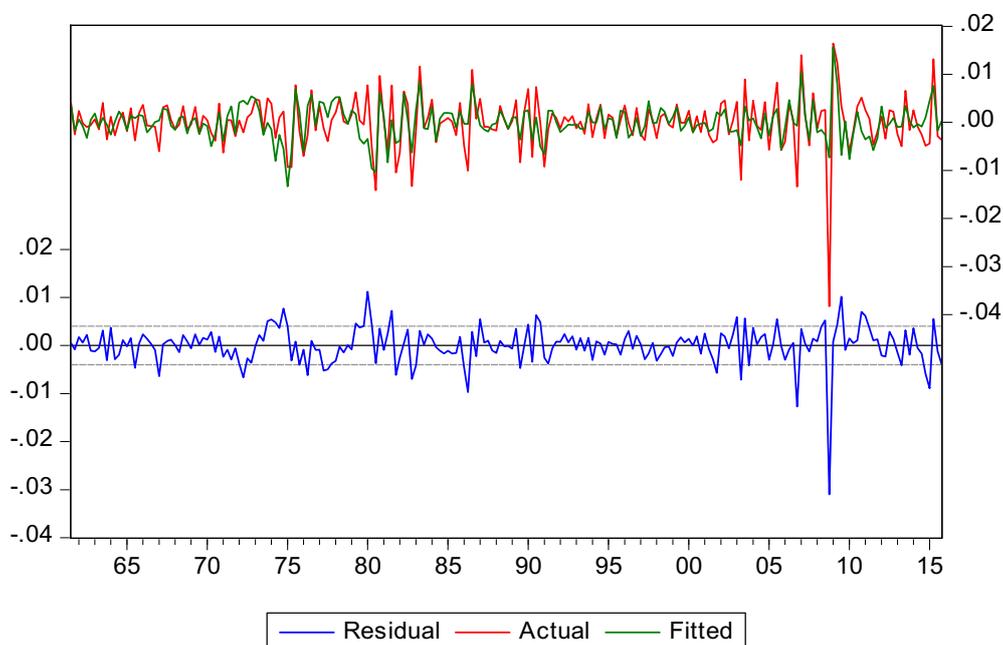


Grafico 3.3.3.2: curva di BP ricavata dall'equazione dinamica generale.

Di conseguenza la variabile *dummy* è stata inclusa anche nella stima dell'equazione dinamica come è avvenuto per la statica:

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 06/28/18 Time: 16:29
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.000137	0.000237	0.578912	0.5633
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.211954	0.072041	-2.942155	0.0036
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.220615	0.077212	-2.857283	0.0047
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	-0.020419	0.065937	-0.309681	0.7571
D(INFL_RATE(-4)-EXP_INFL(-4))	-0.092967	0.057989	-1.603164	0.1104
D(UNEMPL_RATE-NAT_UNEMPL_RATE)	1.59E-05	0.001081	0.014728	0.9883
D(UNEMPL_RATE(-1)-NAT_UNEMPL_RATE(-1))	-0.003693	0.001186	-3.114456	0.0021
D(UNEMPL_RATE(-2)-NAT_UNEMPL_RATE(-2))	0.002111	0.001201	1.757321	0.0803
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.002936	0.001201	2.444635	0.0153
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.003973	0.001054	-3.768095	0.0002
ECM(-1)	-0.417162	0.094881	-4.396679	0.0000
DUM	-0.032655	0.003561	-9.170553	0.0000
R-squared	0.589589	Mean dependent var	-1.06E-06	
Adjusted R-squared	0.567674	S.D. dependent var	0.005294	
S.E. of regression	0.003481	Akaike info criterion	-8.429463	
Sum squared resid	0.002496	Schwarz criterion	-8.243161	
Log likelihood	930.8115	Hannan-Quinn criter.	-8.354213	
F-statistic	26.90329	Durbin-Watson stat	1.766842	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.3.4: output dell'equazione dinamica generale con quattro lags e variabile dummy.

L'aver introdotto una *dummy variable* ha fatto in modo che la curva *Actual* e quella *Fitted* si sovrapponessero in quel punto critico (2008q4) come mostra la nuova curva di breve periodo (Grafico 2.3.3.3).

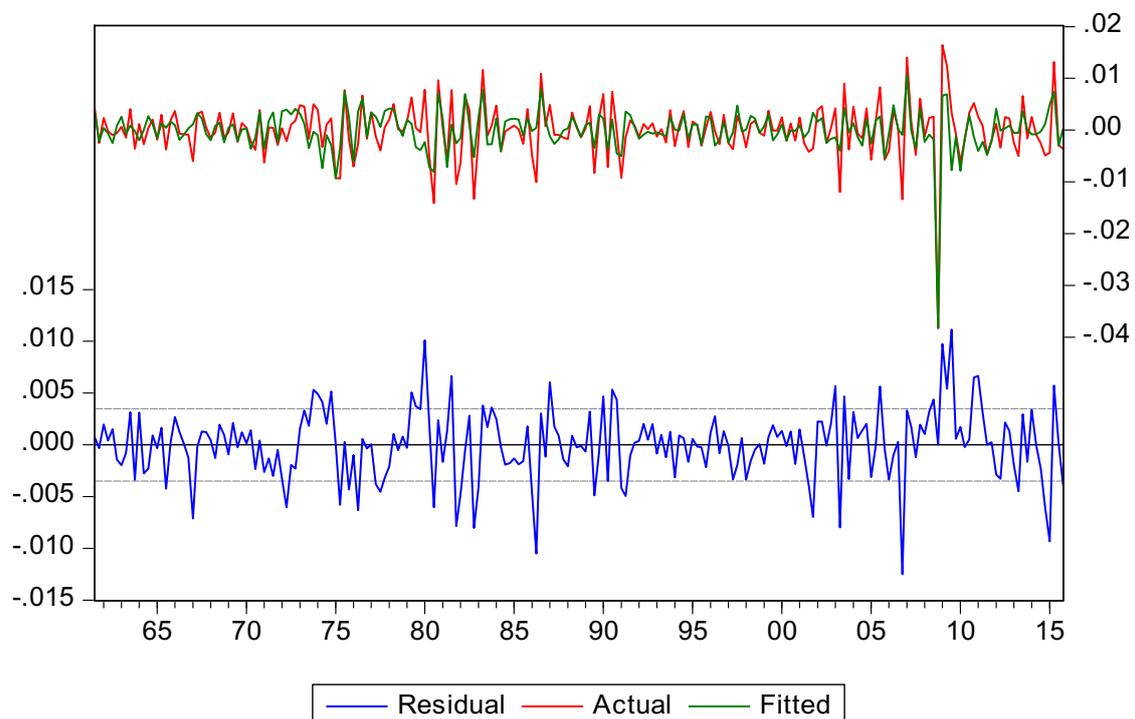


Grafico 3.3.3.3: curva di breve periodo ottenuta dall'equazione dinamica generale con dummy variable.

Prima di procedere con l'eliminazione dei regressori non significativi facendo riferimento ai valori assunti dal criterio di *Akaike* si sono effettuati nuovamente i *test* sui residui dopo aver introdotto la variabile *dummy*.

- Test di normalità

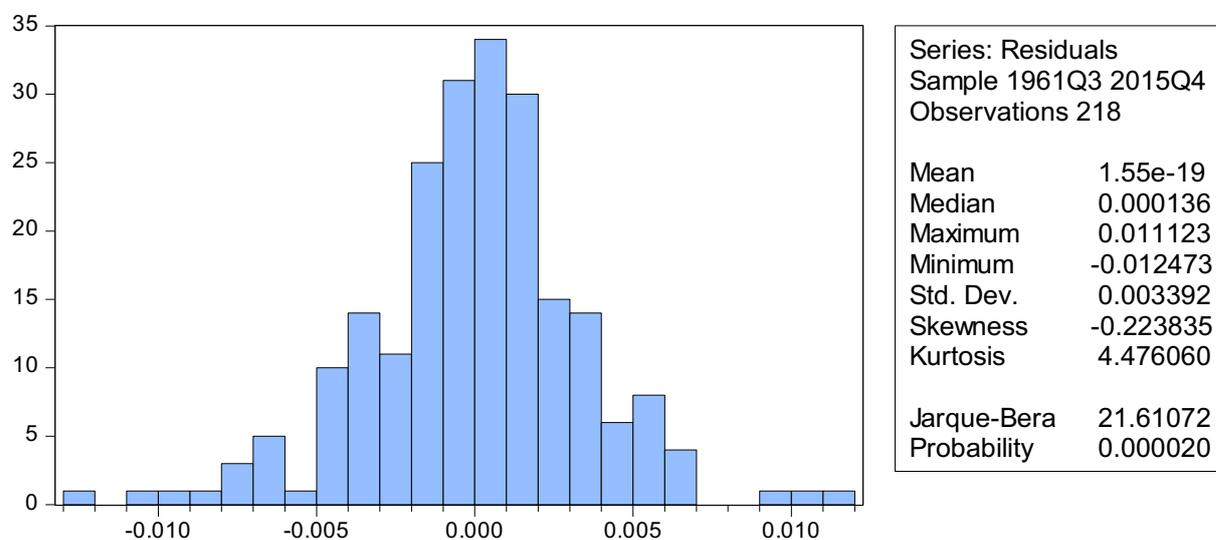


Grafico 3.3.3.4: istogramma dei residui ricavato dalla nuova equazione dinamica generale.

Anche in questo caso si rifiuta l'ipotesi nulla di presenza di normalità tra i residui perché la probabilità è quasi pari a zero e quindi inferiore a qualsiasi livello del coefficiente di significatività.

Dopo aver incluso nel modello una *dummy variable* è possibile notare come si sia ridotta la curtosi, passando da 18,79922 a 4,476060.

- Test sulla correlazione

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.894047	Prob. F(2,204)	0.0005
Obs*R-squared	15.65965	Prob. Chi-Square(2)	0.0004

Tabella 3.3.3.5: output del test sulla correlazione dei residui.

Il valore della statistica *F* nel *test* è pari a 0,0005 ed è inferiore a qualsiasi valore di alfa (1-5-10%), quindi si rifiuta l'ipotesi nulla di non correlazione tra i residui. I residui risultano essere correlati.

- Test sull'eteroschedasticità

I residui risultano anche essere eteroschedastici in quanto si rifiuta l'ipotesi nulla del test di *Breusch-Pagan-Godfrey*, quindi c'è eteroschedasticità tra i residui perché il valore della statistica F è inferiore a qualsiasi valore assunto dal coefficiente alfa.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.836029	Prob. F(11,206)	0.0018
Obs*R-squared	28.67160	Prob. Chi-Square(11)	0.0026
Scaled explained SS	44.49699	Prob. Chi-Square(11)	0.0000

Tabella 3.3.3.6: output del test sull'eteroschedasticità dei residui.

In seguito si è proceduto con l'eliminazione dei regressori non significativi considerando un valore del coefficiente alfa pari al 5% e si sono osservati i valori assunti nel *test* di *Akaike*, sono state eliminate solo quelle variabili che comportavano una riduzione di questo parametro, nel momento in cui il valore ha iniziato ad aumentare non si è proceduto con altre eliminazioni.

Dopo aver eliminato la variabile $d(infl_rate(-4)-exp_infl(-4))$ il valore del criterio di *Akaike* si è ridotto quindi è stata eliminata anche questa variabile ed è stata determinata l'equazione dinamica finale nella quale le variabili rimaste sono risultate essere tutte significative in quanto inferiori ad un valore di significatività alfa pari al 5%.

Inoltre si osserva il segno della componente $ecm(-1)$, la condizione necessaria per la stabilità del modello è che il coefficiente di correzione dell'errore sia compreso tra $(-2,0)$.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)

Method: Least Squares

Date: 06/28/18 Time: 16:36

Sample (adjusted): 1961Q2 2015Q4

Included observations: 219 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000138	0.000237	0.582756	0.5607
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.215107	0.057312	-3.753300	0.0002
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.187784	0.054629	-3.437439	0.0007
D(UNEMPL_RATE(-1)-NAT_UNEMPL_RATE(-1))	-0.002634	0.000906	-2.908137	0.0040
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.004083	0.001056	3.867504	0.0001
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.003766	0.001008	-3.736441	0.0002
ECM(-1)	-0.461564	0.078139	-5.906940	0.0000
DUM	-0.033143	0.003548	-9.340411	0.0000
R-squared	0.576256	Mean dependent var	-1.19E-05	
Adjusted R-squared	0.562198	S.D. dependent var	0.005285	
S.E. of regression	0.003497	Akaike info criterion	-8.438173	
Sum squared resid	0.002580	Schwarz criterion	-8.314371	

Log likelihood	931.9800	Hannan-Quinn criter.	-8.388173
F-statistic	40.99178	Durbin-Watson stat	1.703381
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.3.3.7: output dell'equazione dinamica finale con dummy variable.

In questo caso il valore della componente *ecm* risulta essere pari a -0,461564 e il valore risulta essere più vicino a zero che a due per cui si può dire che questo è indice di vicinanza alla condizione di instabilità del modello.

Dopo aver determinato l'equazione dinamica finale sono stati effettuati nuovamente i *test* di normalità, correlazione ed eteroschedasticità sui residui.

- Test di normalità

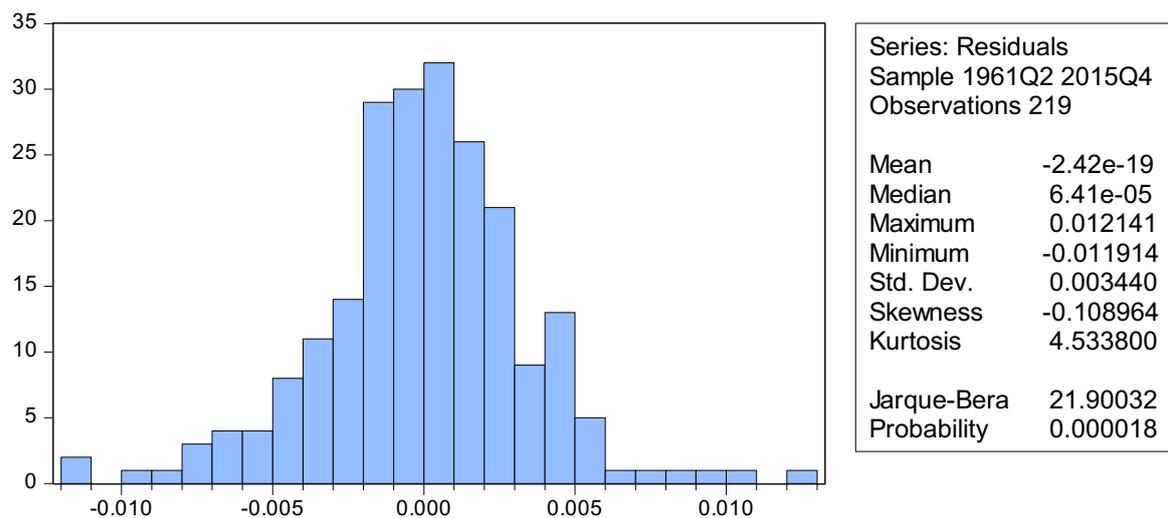


Grafico 3.3.3.5: istogramma dei residui ricavato dall'equazione dinamica finale.

Anche dopo aver determinato l'equazione dinamica finale si continua a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità dei residui.

- Test di correlazione

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.16378	Prob. F(2,209)	0.0001
Obs*R-squared	19.41213	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Tabella 3.3.3.8: output del test sulla correlazione dei residui dell'equazione dinamica finale.

I residui continuano ad essere correlati in quanto la probabilità, quasi pari a zero, è inferiore a qualsiasi valore attribuibile ad alfa.

- Test sull'eteroschedasticità

Si accetta l'ipotesi nulla di presenza di omoschedasticità tra i residui solo per valori di alfa pari all'1% e al 5%.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.960152	Prob. F(7,211)	0.0619
Obs*R-squared	13.37174	Prob. Chi-Square(7)	0.0636
Scaled explained SS	21.93192	Prob. Chi-Square(7)	0.0026

Tabella 3.3.3.9: output del test sull'eteroschedasticità dei residui dell'equazione dinamica finale.

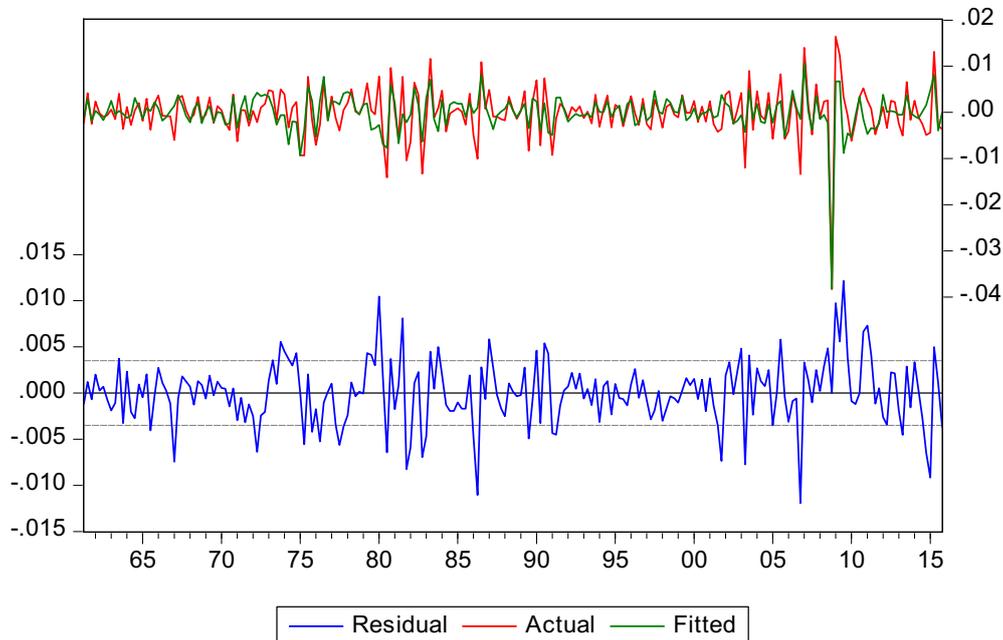


Grafico 3.3.3.6: curva di breve periodo ricavata dall'equazione dinamica finale.

Quindi è possibile notare come i residui continuino ad essere ancora non normali nonostante la probabilità sia aumentata anche se di pochissimo, correlati ed omoschedastici.

Successivamente è stata definita la curva di breve periodo ed osservando tale curva è possibile vedere come ci siano delle differenze tra la curva di breve periodo ottenuta dall'equazione dinamica iniziale prima e dopo l'introduzione nel modello di una variabile *dummy* e la curva ottenuta dopo aver determinato l'equazione dinamica finale.

Si nota che entrambe le curve, quella dei valori effettivi (*Actual*) e quella dei valori attesi (*Fitted*), si sovrappongono lungo il grafico ed entrambe colgono il picco relativo al quarto trimestre del 2008 (*2008q4*); la curva blu (*Residual*) rappresenta sempre, come nel caso della curva di lungo periodo, la deviazione dei valori della curva effettiva da quella attesa. In seguito sono stati inoltre osservati i correlogrammi dei residui per avere un'indicazione sulla presenza di autocorrelazione tra i residui (correlogramma semplice) e sull'eteroschedasticità (correlogramma dei residui al quadrato).

Oltre alla curva di breve periodo ricavata dall'equazione dinamica finale è possibile mostrare, servendosi di un unico grafico, gli effetti di breve e di lungo periodo facendo riferimento sempre al periodo campionario (1960q1-2015q4).

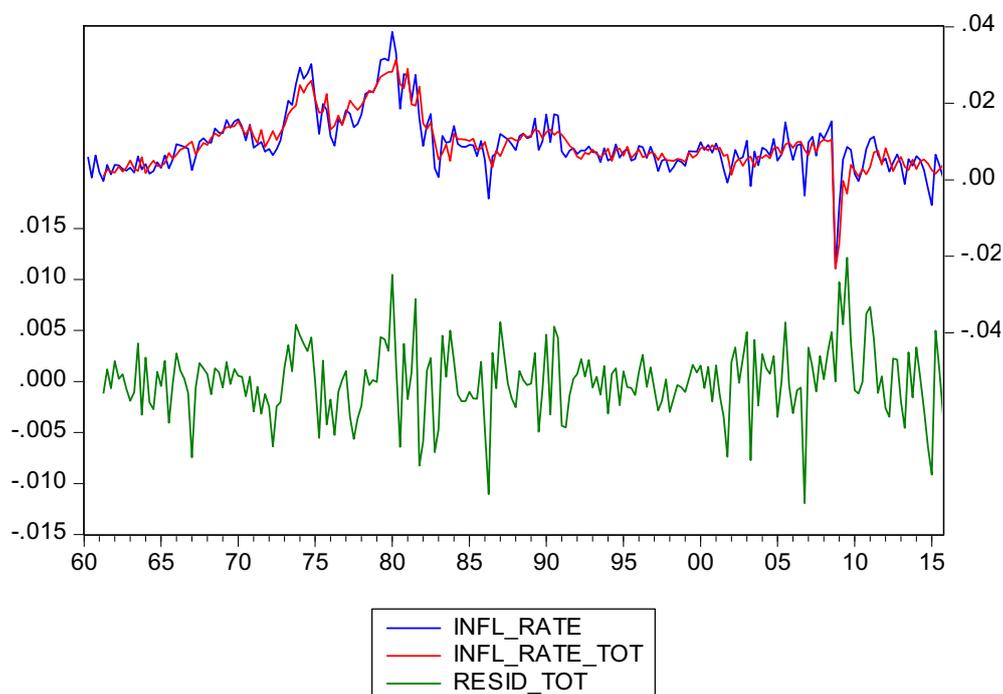


Grafico 3.3.3.7: rappresentazione degli effetti di breve e lungo periodo.

Il Grafico 3.3.3.7 si compone di tre curve, la curva blu che corrisponde alla curva dei valori effettivi, la curva rossa ottenuta attraverso la previsione effettuata sull'equazione dinamica finale che coglie gli effetti di breve e lungo periodo a differenza del Grafico 3.3.3.6 che rappresenta solo gli effetti nel breve periodo, e la curva verde evidenzia l'andamento dei residui.

I residui aggiunti al grafico corrispondono a quelli mostrati nella curva di breve periodo, ciò dipende dal legame congiunto dei due modelli attraverso la componente *ecm*.

Dopo aver determinato l'equazione dinamica finale (con quattro *lag*) è stata effettuata nuovamente l'analisi sui residui per verificare l'ipotesi secondo cui siano conformi alla realizzazione di un processo *white noise*, sono stati utilizzati due correlogrammi che corrispondono ad un'analisi non parametrica e che sono utili per fornire indicazioni relativamente alla presenza di autocorrelazione e deteroschedasticità.

Il primo correlogramma (*Correlogram Q-Statistics*) non mostra la presenza di una forte correlazione tra i residui come invece era emerso nel test di *Breush-Godfrey Serial*

Correlation LM Test, mentre il secondo (*Correlogram Squared Residuals*) evidenzia la presenza di omoschedasticità.

Dall'analisi svolta sino ad ora si nota che i residui del modello generale risultano essere autocorrelati ed omoschedastici solo per un valore del coefficiente alfa pari all'1 e al 5%, sono eteroschedastici ed autocorrelati e per questo motivo il modello di partenza non può essere quello generale ma è necessario esplicitare nuovamente il modello considerando otto *lag* anziché quattro, sia per la variabile dipendente sia per l'esplicativa.

Date: 06/28/18 Time: 16:41
 Sample: 1960Q1 2015Q4
 Included observations: 219
 Q-statistic probabilities adjusted for 7 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.145	0.145	4.6883	0.030	
2	0.033	0.012	4.9288	0.085	
3	0.090	0.085	6.7243	0.081	
4	-0.060	-0.088	7.5429	0.110	
5	0.027	0.047	7.7052	0.173	
6	0.088	0.074	9.4692	0.149	
7	0.059	0.050	10.261	0.174	
8	-0.118	-0.155	13.480	0.096	
9	-0.155	-0.135	19.004	0.025	
10	-0.055	-0.009	19.717	0.032	
11	-0.118	-0.078	22.973	0.018	
12	-0.080	-0.062	24.455	0.018	
13	0.019	0.021	24.539	0.027	
14	0.052	0.099	25.185	0.033	
15	-0.121	-0.113	28.667	0.018	
16	-0.064	-0.046	29.655	0.020	
17	0.018	0.020	29.737	0.028	
18	0.019	0.054	29.824	0.039	
19	-0.052	-0.120	30.479	0.046	
20	0.071	0.029	31.689	0.047	
21	0.043	0.038	32.138	0.057	
22	0.064	0.122	33.158	0.060	
23	0.040	-0.041	33.550	0.072	
24	-0.000	-0.053	33.550	0.093	
25	-0.047	-0.039	34.105	0.106	
26	-0.030	-0.001	34.329	0.127	
27	0.043	-0.006	34.793	0.144	
28	0.033	-0.002	35.069	0.168	
29	-0.067	-0.040	36.227	0.167	
30	-0.096	-0.080	38.573	0.136	
31	-0.056	-0.013	39.379	0.144	
32	-0.091	-0.055	41.535	0.121	
33	0.042	0.111	42.002	0.135	
34	0.054	-0.007	42.777	0.144	
35	-0.038	-0.050	43.148	0.162	
36	0.028	0.031	43.356	0.186	

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Figura 3.3.3.1: correlogramma dei residui.

Date: 06/28/18 Time: 16:42
 Sample: 1960Q1 2015Q4
 Included observations: 219

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.147	0.147	4.7977	0.028	
2	0.113	0.093	7.6372	0.022	
3	-0.033	-0.063	7.8767	0.049	
4	-0.000	0.002	7.8767	0.096	
5	0.056	0.068	8.5779	0.127	
6	0.098	0.082	10.776	0.096	
7	0.094	0.059	12.794	0.077	
8	-0.020	-0.057	12.884	0.116	
9	0.082	0.089	14.418	0.108	
10	0.016	0.009	14.475	0.152	
11	0.130	0.103	18.402	0.073	
12	-0.037	-0.084	18.715	0.096	
13	-0.024	-0.041	18.848	0.128	
14	0.047	0.081	19.379	0.151	
15	0.049	0.032	19.945	0.174	
16	0.091	0.039	21.920	0.146	
17	0.115	0.088	25.073	0.093	
18	0.031	-0.014	25.301	0.117	
19	-0.030	-0.026	25.523	0.144	
20	-0.031	-0.048	25.763	0.174	
21	0.060	0.072	26.644	0.183	
22	0.096	0.065	28.926	0.147	
23	0.074	0.020	30.287	0.141	
24	0.039	0.007	30.662	0.164	
25	0.165	0.166	37.474	0.052	
26	-0.007	-0.061	37.485	0.068	
27	-0.004	-0.052	37.489	0.086	
28	-0.044	-0.064	37.988	0.099	
29	-0.013	0.021	38.030	0.122	
30	-0.024	-0.032	38.175	0.145	
31	0.110	0.082	41.299	0.102	
32	0.020	-0.060	41.402	0.123	
33	0.036	0.036	41.748	0.141	
34	-0.027	-0.046	41.936	0.165	
35	-0.050	-0.029	42.593	0.177	
36	-0.030	-0.062	42.830	0.201	

Figura 3.3.3.2: correlogramma dei residui al quadrato.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/19/18 Time: 10:34
 Sample (adjusted): 1962Q3 2015Q4
 Included observations: 214 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000153	0.000235	0.651647	0.5154
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.080576	0.089092	-0.904419	0.3669
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.052714	0.101518	-0.519263	0.6042
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.137161	0.098284	1.395556	0.1644
D(INFL_RATE(-4)-EXP_INFL(-4))	0.099988	0.098197	1.018246	0.3098
D(INFL_RATE(-5)-EXP_INFL(-5))	0.187794	0.088075	2.132195	0.0342
D(INFL_RATE(-6)-EXP_INFL(-6))	0.237217	0.083453	2.842514	0.0050

D(INFL_RATE(-7)-EXP_INFL(-7))	0.272732	0.072918	3.740257	0.0002
D(INFL_RATE(-8)-EXP_INFL(-8))	0.098371	0.063837	1.540978	0.1249
D(UNEMPL_RATE(-1)-NAT_UNEMPL_RATE(-1))	-0.002678	0.001115	-2.401461	0.0173
D(UNEMPL_RATE(-2)-NAT_UNEMPL_RATE(-2))	0.002052	0.001234	1.663178	0.0979
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.003300	0.001243	2.653673	0.0086
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.003406	0.001268	-2.686490	0.0078
D(UNEMPL_RATE(-5)-NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.001500	0.001268	1.183282	0.2381
D(UNEMPL_RATE(-6)-NAT_UNEMPL_RATE(-6))	0.000657	0.001297	0.506282	0.6132
D(UNEMPL_RATE(-7)-NAT_UNEMPL_RATE(-7))	-0.000454	0.001265	-0.358861	0.7201
D(UNEMPL_RATE(-8)-NAT_UNEMPL_RATE(-8))	0.001322	0.001080	1.223947	0.2224
ECM(-1)	-0.611725	0.118919	-5.144064	0.0000
DUM	-0.034887	0.003613	-9.655387	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.622221	Mean dependent var	-1.91E-05	
Adjusted R-squared	0.587349	S.D. dependent var	0.005331	
S.E. of regression	0.003424	Akaike info criterion	-8.431199	
Sum squared resid	0.002287	Schwarz criterion	-8.132351	
Log likelihood	921.1383	Hannan-Quinn criter.	-8.310437	
F-statistic	17.84305	Durbin-Watson stat	1.718606	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.3.3.10: output della nuova equazione dinamica generale con otto lags.

Anche in questo caso, come in precedenza, si è proceduto eliminando i regressori non significativi in base ai valori assunti da *Akaike info criterion*, e si è ottenuta un'equazione dinamica finale con proprietà statistiche migliori.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
Method: Least Squares
Date: 08/14/18 Time: 17:34
Sample (adjusted): 1962Q2 2015Q4
Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000162	0.000237	0.685650	0.4937
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.145218	0.049769	2.917867	0.0039
D(INFL_RATE(-5)-EXP_INFL(-5))	0.130623	0.054650	2.390171	0.0177
D(INFL_RATE(-6)-EXP_INFL(-6))	0.162048	0.052262	3.100714	0.0022
D(INFL_RATE(-7)-EXP_INFL(-7))	0.224510	0.053977	4.159407	0.0000
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.003892	0.000997	3.903320	0.0001
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.004153	0.001210	-3.432819	0.0007
D(UNEMPL_RATE(-5)-NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.002175	0.001047	2.077993	0.0390
ECM(-1)	-0.655853	0.063187	-10.37948	0.0000
DUM	-0.036557	0.003566	-10.25257	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.594414	Mean dependent var	-1.99E-05	
Adjusted R-squared	0.576608	S.D. dependent var	0.005318	

S.E. of regression	0.003461	Akaike info criterion	-8.449379
Sum squared resid	0.002455	Schwarz criterion	-8.292605
Log likelihood	918.3082	Hannan-Quinn criter.	-8.386035
F-statistic	33.38241	Durbin-Watson stat	1.824908
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 3.3.3.11: output dell'equazione dinamica finale con otto lags.

Dopo aver determinato l'equazione dinamica finale sono stati ripetuti i test sui residui del modello e sono risultati essere non normali come nel modello finale specificato in precedenza con quattro lag, non correlati in quanto in questo caso la probabilità pari a 0,0834 era superiore a quella ottenuta precedentemente e omoschedastici con una probabilità pari a 0.7794 quindi nettamente maggiore di quella ottenuta nel primo tentativo di specificazione dell'equazione dinamica finale (0,0619).

- Test sulla correlazione

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.514580	Prob. F(2,203)	0.0834
Obs*R-squared	5.197682	Prob. Chi-Square(2)	0.0744

Tabella 3.3.3.12: output del test di correlazione dei residui.

- Test sull'eteroschedasticità

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.619946	Prob. F(9,205)	0.7794
Obs*R-squared	5.696642	Prob. Chi-Square(9)	0.7699
Scaled explained SS	11.99670	Prob. Chi-Square(9)	0.2135

Tabella 3.3.3.13: output del test sull'eteroschedasticità dei residui.

- Test di normalità

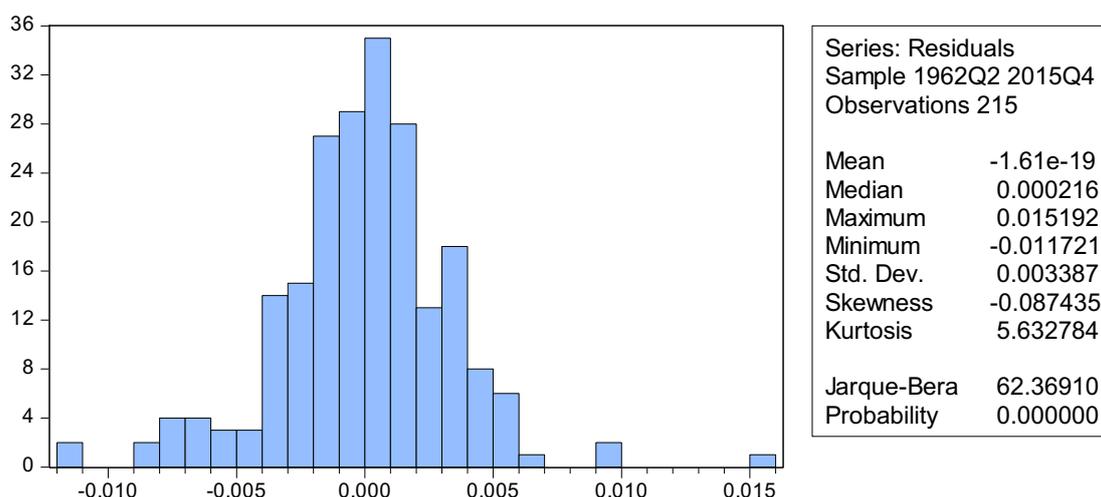


Grafico 3.3.3.7: istogramma dei residui del modello dinamico finale.

3.3.3 Funzioni di risposta impulsiva e cumulata

Dopo che è stata determinata anche l'equazione dinamica finale è stata svolta l'analisi della funzione di risposta impulsiva e cumulata della variabile esplicativa del modello.

In un file *Excel* dopo che sono stati riportati con l'operazione copia-incolla i parametri stimati nella regressione statica e in quella dinamica sono stati determinati i valori dei coefficienti alfa e beta come si vede nella figura sottostante.

Determinazione dei coefficienti alfa e beta per il calcolo della funzione di risposta impulsiva

controllo coefficiente		ECM = -0,655853	
Equazione statica			
c	0,000115	$\alpha_0 =$	1,000000
(unempl_rate-nat_unempl_rate)	-0,002485	$\alpha_1 =$	0,344147
dum	-0,029539	$\alpha_2 =$	0,000000
		$\alpha_3 =$	0,145218
		$\alpha_4 =$	-0,145218
		$\alpha_5 =$	0,130623
		$\alpha_6 =$	0,031425
		$\alpha_7 =$	0,082462
		$\alpha_8 =$	-0,224510
Equazione dinamica			
(unempl_rate-nat_unempl_rate)			
c	0,000162	$\beta_0 =$	0,000000
d((infl_rate(-3)-exp_infl(-3)))	0,145218	$\beta_1 =$	-0,001630
d((infl_rate(-5)-exp_infl(-5)))	0,130623	$\beta_2 =$	0,000000
d((infl_rate(-6)-exp_infl(-6)))	0,162048	$\beta_3 =$	0,003892
d((infl_rate(-7)-exp_infl(-7)))	0,224510	$\beta_4 =$	-0,008045
d((unempl_rate(-3)-nat_unempl_rate(-3)))	0,003892	$\beta_5 =$	-0,032404
d((unempl_rate(-4)-nat_unempl_rate(-4)))	-0,004153	$\beta_6 =$	0,036557
d((unempl_rate(-5)-nat_unempl_rate(-5)))	-0,036557		
dum	-0,036557		
		=	-0,002485
ECM(-1)	-0,655853	$\rightarrow \alpha(1) = -coeff\ ECM(-1)$	

Figura 3.3.4.1: output che mostra il calcolo dei coefficienti alfa e beta.

Oltre ad aver calcolato i coefficienti alfa relativi alla dinamica della variabile dipendente e i coefficienti beta relativi alla dinamica della variabile esplicativa, è stato calcolato anche il relativo coefficiente di lungo periodo, il quale rappresenta l'incremento o la riduzione, a seconda dei casi, della variabile dipendente (inflazione) a seguito degli impulsi da parte della variabile esogena. Il coefficiente di lungo periodo mostra quindi gli effetti sull'*output* finale (inflazione) dovuti ad un singolo impulso dell'input (disoccupazione). I coefficienti sono stati ottenuti facendo riferimento alle formule seguenti:

$$\left\{ \begin{array}{l} \alpha_0 = 1 \\ \alpha_1 = 1 - \alpha(1) + \alpha_1^* \\ \alpha_j = \alpha_j^* - \alpha_{j-1}^*, \quad j = 2, \dots, p-1 \\ \alpha_p = \alpha_{p-1}^* \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \beta_0 = \beta_0^* \\ \beta_1 = \alpha(1)k + \beta_1^* - \beta_0^* \\ \beta_j = \beta_j^* - \beta_{j-1}^*, \quad j = 2, \dots, q-1 \\ \beta_p = -\beta_{q-1}^* \end{array} \right.$$

$$(\alpha_j, \beta_j; i = 1, \dots, p; j = 1, \dots, q)$$

La funzione di risposta impulsiva invece, permette di rappresentare gli effetti dinamici sull'*output* dell'impulso unitario per ogni *lag* della variabile esogena:

$$h(L) = \sum_{k=0}^{\infty} h_k L^k$$

I coefficienti h_k mettono in evidenza come i valori attuali e futuri dell'*output* vengono influenzati da un impulso unitario nel periodo t , la funzione di risposta impulsiva solitamente viene rappresentata graficamente rispetto al ritardo k .

La funzione di risposta impulsiva e cumulata è data da:

$$H_k = \sum_{j=0}^k h_j$$

Essa indica come uno *shock* della variabile esogena si riflette sull'*output* nel periodo ($t, t+k$); le altre formule applicate sono:

$$\left\{ \begin{array}{l} h_0 = \beta_0 \\ h_k = \beta_k + \sum_{j=1}^m \alpha_j h_{k-j}, \quad k = 1, \dots, q; m = \min(k, p) \\ h_k = \sum_{j=1}^m \alpha_j h_{k-j}, \quad k > q \end{array} \right.$$

Il *Grafico 2.3.4.1* rappresenta la risposta impulsiva dell'inflazione negli Stati Uniti ad una riduzione della disoccupazione di un'unità.

In questo caso è stato evidenziato un picco negativo in corrispondenza del quinto trimestre, questo vuol dire che l'impatto di questa variazione sull'inflazione si avrà con un *lag* temporale di cinque trimestri.

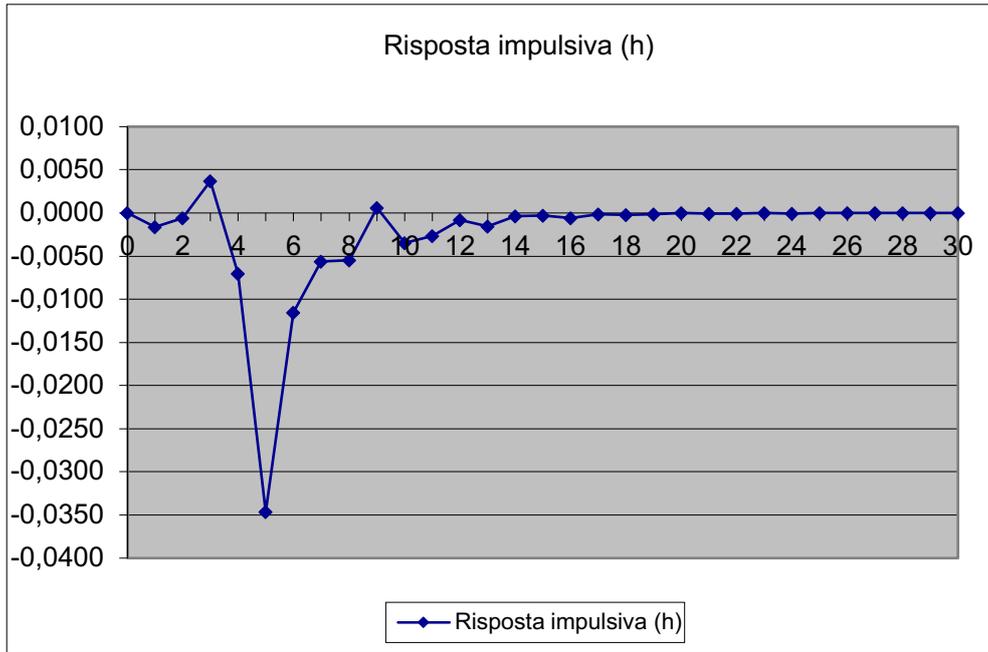


Grafico 3.3.4.1: curva della funzione di risposta impulsiva della variabile ($infl_rate-exp_infl$) quando la variabile $unempl_rate-nat_unempl_rate$ aumenta di un'unità.

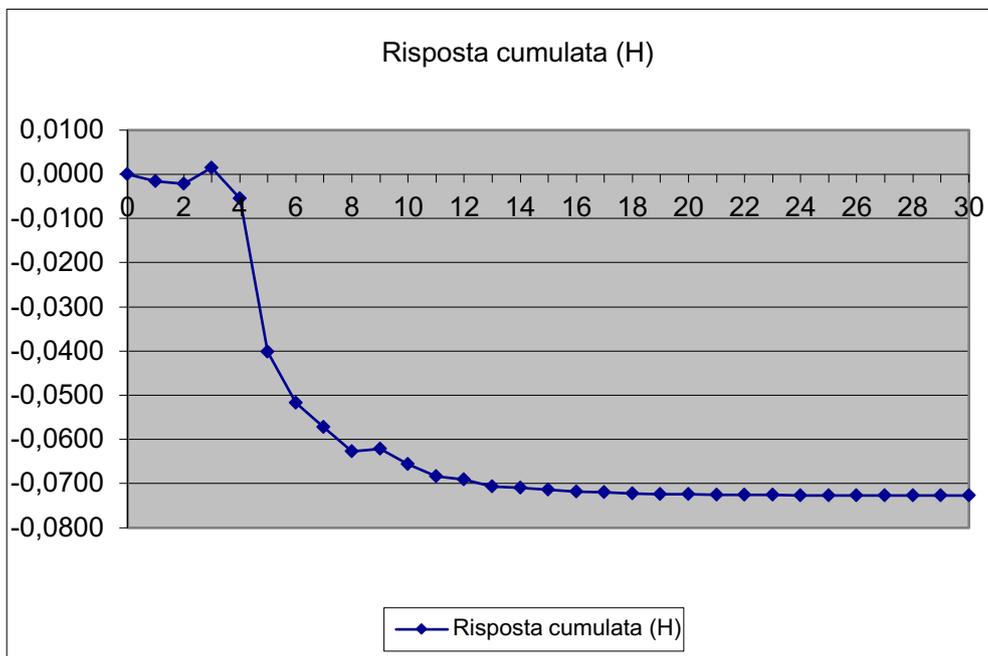


Grafico 3.3.4.2: curva della funzione di risposta cumulata della variabile ($unempl_rate-nat_unempl_rate$).

Come si è mostrato in precedenza, *l'Elasticity at Means* dei coefficienti di lungo periodo ricavati dall'equazione statica evidenzia che nel caso in cui la disoccupazione si riduca dell'1% allora si verificherà un aumento meno che proporzionale dell'inflazione, questa è una misura molto importante soprattutto dal punto di vista della *policy*. Infatti sapere

che ad una riduzione del tasso di disoccupazione dell'1% seguirebbe un incremento dell'inflazione pari ad un terzo costituisce un elemento fondamentale in sede di definizione delle politiche di intervento, perché nel caso in cui il governo fosse a conoscenza della presenza del *lag* temporale di cinque trimestri sicuramente non interverrebbe subito, anzi attenderebbe gli effetti che seguono un incremento oppure una riduzione della disoccupazione per scegliere in modo ottimale la politica da adottare.

Il *Grafico 2.3.4.2* rappresenta invece la funzione di risposta cumulata dell'inflazione sempre ad una riduzione della disoccupazione di un'unità. Le funzioni di risposta impulsiva e cumulata hanno una velocità di convergenza a zero che è tanto meno rapida quanto più il modello si avvicina alla condizione di non stabilità.

Questa condizione si può verificare osservando il valore stimato di $\hat{\alpha}(1)$ (in questo caso pari a 0,344147) che si ottiene anche sommando il valore uno al coefficiente stimato della componente *ecm*. Il modello risulta stabile se $\alpha(1) < 1$.

Si vede come la funzione di risposta impulsiva tenda velocemente a 0, mentre la funzione di risposta cumulata tende più lentamente al coefficiente di lungo periodo pari a -0,0727049.

3.4 Previsione

Dopo aver determinato l'equazione statica e l'equazione dinamica finale, e dopo aver osservato la funzione di risposta impulsiva e cumulata, è stata effettuata la previsione.

Per svolgere la previsione è stato modificato il *sample* di riferimento ed è stato considerato il periodo che va dal primo trimestre del 2016 al primo trimestre del 2018 (*2016q1-2018q1*), quindi è stato considerato l'intervallo di tempo che in precedenza era stato escluso dall'analisi perché si era fatto riferimento solamente al periodo compreso tra il primo trimestre del 1960 al quarto trimestre del 2015 (*1960q1-2015q4*).

3.4.1 Previsione della curva di lungo periodo

Innanzitutto è stata svolta la previsione statica, ovvero quella sulla curva di lungo periodo. Il riquadro a destra del grafico contiene degli indicatori sulla bontà previsiva del modello. I primi due indicatori *Root Mean Squared Error* e *Mean Absolute Error* non risultano essere particolarmente rilevanti quando si vuole valutare la singola previsione, ma assumono una certa importanza nel momento in cui si vogliono confrontare previsioni di modelli alternativi per la stessa variabile endogena.

Mean Absolute Percent Error e *Theil Inequality Coefficient* sono invece degli indicatori che possono essere utilizzati anche senza effettuare confronti tra più previsioni per la stessa variabile dipendente perché forniscono un valore che non varia rispetto alla scala di misura della stessa variabile endogena.

Nello specifico il coefficiente di *Theil* deve essere compreso tra zero ed uno, e più si avvicina allo zero migliore è la previsione.

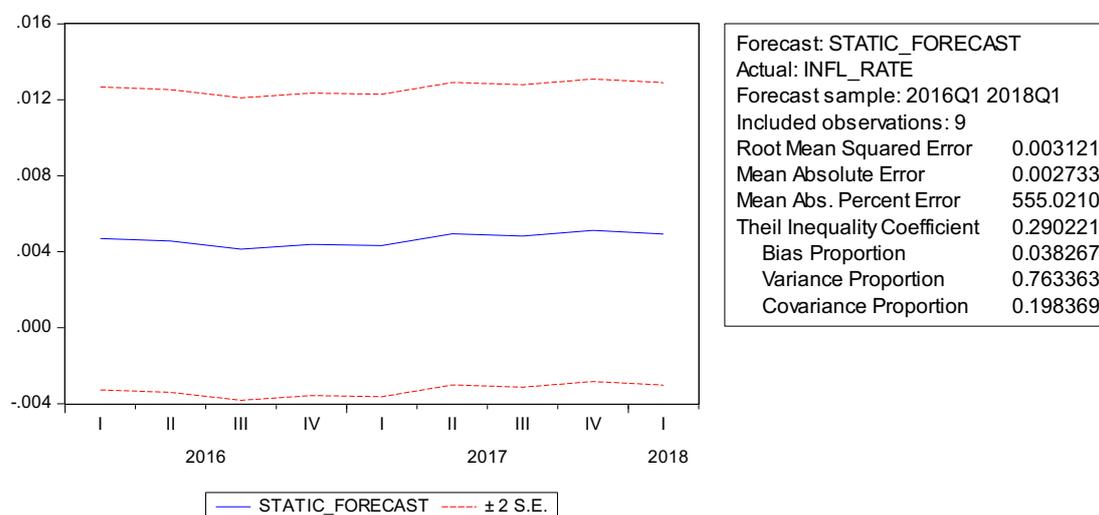


Grafico 3.4.1.1: curva della previsione statica.

Theil ha inoltre proposto una scomposizione dell'errore quadratico medio (*Mean Square Error – MSE*) in tre componenti: la *Bias Proportion*, la quale indica di quanto la previsione si allontana in media dai valori effettivi futuri; la *Variance Proportion*, che indica di quanto ci si allontana in varianza; e la *Covariance Proportion*, che esprime la correlazione tra i valori previsti e quelli effettivi. La somma delle tre componenti deve essere pari ad uno.

Facendo riferimento alla previsione statica si osserva che il coefficiente di *Theil* risulta essere pari a 0,290221 quindi tende più verso lo zero e meno a uno.

Invece l'indicatore *Bias Proportion* essendo pari a 0,038267 presenta un valore migliore rispetto a *Theil Inequality Coefficient* in quanto anche per questo indicatore è preferibile un valore tendente a zero. Mentre per quanto riguarda l'indicatore *Covariance Proportion*, esso assume un valore pari a 0,198369 quindi un valore nettamente inferiore ad uno, infatti questo indicatore a differenza dei due citati in precedenza dovrebbe essere più vicino all'unità.

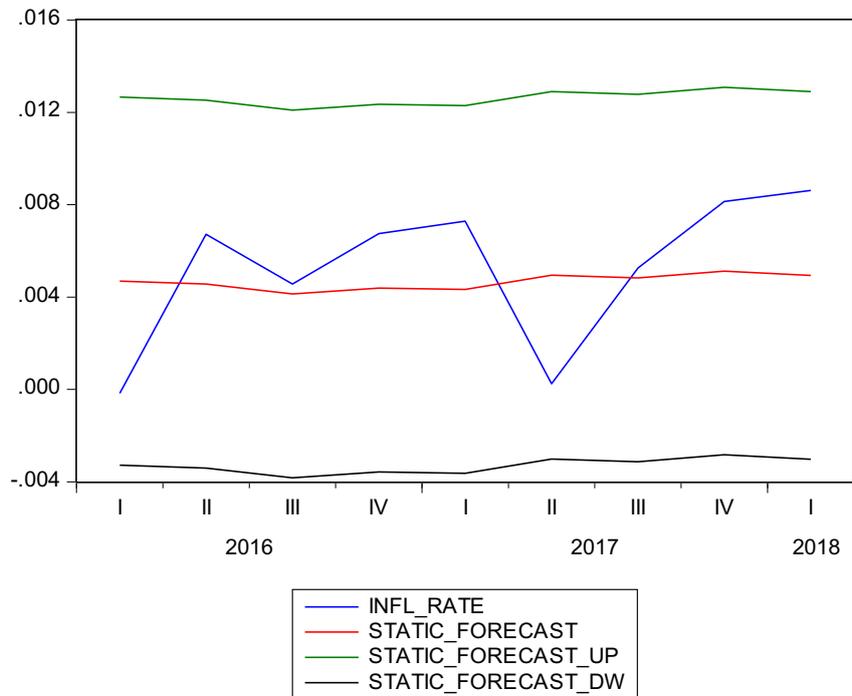


Grafico 3.4.1.2: rappresentazione della bontà previsiva del modello dopo aver effettuato la previsione statica.

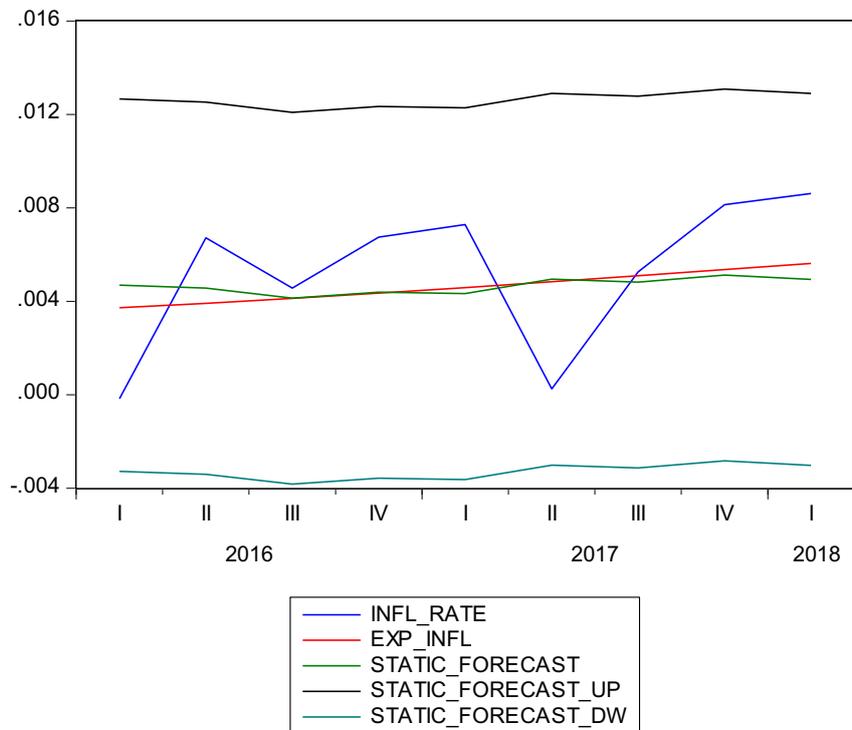


Grafico 3.4.1.3: rappresentazione della bontà previsiva del modello dopo aver effettuato la previsione statica con la curva relativa ad exp infl.

Per valutare ulteriormente la bontà previsiva del modello è stato costruito un grafico che confrontasse i valori effettivi e quelli previsti, quindi maggiore sarà lo scostamento tra le curve, peggiore sarà la performance previsiva del modello. Per effettuare il test sulla bontà sono stati creati anche due intervalli previsivi detti intervalli critici uno al di sopra e uno al di sotto delle curve.

Il grafico in *Figura 2.4.1.2* considera la curva dei valori effettivi relativa alla variabile *infl_rate*, la curva ottenuta dalla previsione statica (*static_forecast*) e due intervalli critici (*up e down*) che sono stati generati sulla base della previsione considerata.

Si nota che le curve si muovono all'interno degli intervalli critici, la curva relativa alla previsione statica segue un andamento lineare a differenza della curva dei valori effettivi relativa alla variabile *infl_rate*.

3.4.2 Previsione statica e dinamica con il modello in forma ecm

Prima di effettuare la previsione statica dal modello dinamico e la previsione dinamica dal modello dinamico servendosi del modello in forma *ecm*, sono stati generati i residui relativi al periodo riservato alla previsione (*2016q1-2018q1*) in quanto in precedenza la variabile *ecm* conteneva solo le osservazioni relative al *sample* ridotto (periodo 1960q1-2015q4).

3.4.2.1 Previsione statica dal modello dinamico

Dopo aver generato nuovamente i residui (*ecm2*) è stata ristimata l'equazione dinamica sostituendo la variabile *ecm* con la variabile *ecm2* e facendo riferimento sempre al periodo ridotto (*1960q1-2015q4*):

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/20/18 Time: 14:57
 Sample (adjusted): 1962Q2 2015Q4
 Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000163	0.000271	0.603793	0.5466
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.089412	0.057616	1.551856	0.1222
D(INFL_RATE(-5)-EXP_INFL(-5))	0.067183	0.063024	1.065987	0.2877
D(INFL_RATE(-6)-EXP_INFL(-6))	0.097496	0.061120	1.595156	0.1122
D(INFL_RATE(-7)-EXP_INFL(-7))	0.071709	0.064142	1.117973	0.2649
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.001517	0.001184	1.281369	0.2015
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.005609	0.001367	-4.101863	0.0001

D(UNEMPL_RATE(-5)- NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.004092	0.001172	3.490608	0.0006
ECM2	0.438852	0.074893	5.859729	0.0000
DUM	-0.039455	0.004055	-9.728934	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.470033	Mean dependent var	-1.99E-05	
Adjusted R-squared	0.446767	S.D. dependent var	0.005318	
S.E. of regression	0.003956	Akaike info criterion	-8.181898	
Sum squared resid	0.003208	Schwarz criterion	-8.025124	
Log likelihood	889.5540	Hannan-Quinn criter.	-8.118554	
F-statistic	20.20187	Durbin-Watson stat	1.846344	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.4.2.1: output dell'equazione dinamica finale con *ecm2*.

Dopo aver stimato l'equazione dinamica finale con *ecm2* è stato possibile procedere con la previsione statica dal modello dinamico. Si osserva che la previsione statica dal modello dinamico presenta un coefficiente di *Theil* pari a 0,286484 non troppo elevato ma lontano dall'unità, dei valori di *Bias Proportion* e *Variance Proportion* molto buoni perché tendenti verso lo zero e pari rispettivamente a 0,011420 e 0,103293 e un ottimo valore di *Covariance Proportion* quasi pari ad uno (0,885288).

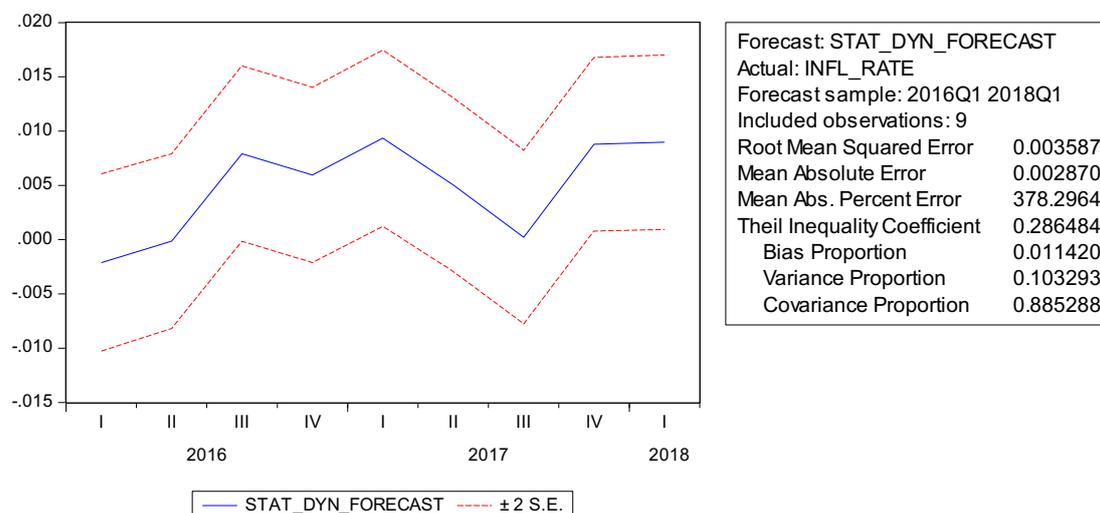


Grafico 3.4.2.1.1: curva della previsione statica dal modello dinamico.

Anche in questo caso è stata effettuata una verifica della bontà previsiva del modello dopo aver generato nuovamente i due intervalli critici.

Tutte le curve considerate si muovono all'interno degli intervalli critici, è possibile vedere come la curva dei valori effettivi (*infl_rate*) segua un andamento simile alla curva relativa alla previsione statica dal modello dinamico (*stat_dyn_forecast*), le due curve si incrociano in alcuni punti, nel primo trimestre del 2016 e del 2017 e in corrispondenza del terzo trimestre del 2017, ma senza mai sovrapporsi.

Nel secondo grafico (*Figura 2.4.2.3*) relativo alla verifica della bontà previsiva del modello è stata inclusa la curva relativa all'inflazione attesa (*exp_infl*) che presenta un andamento lineare ed interseca le curve relative alla previsione statica dal modello dinamico (*stat_dyn_forecast*) e la curva dei valori effettivi relativa alla variabile *infl_rate* in alcuni punti. Anche in questo caso si vede che le curve relative alla previsione e all'inflazione seguono un andamento simile ma non si sovrappongono.

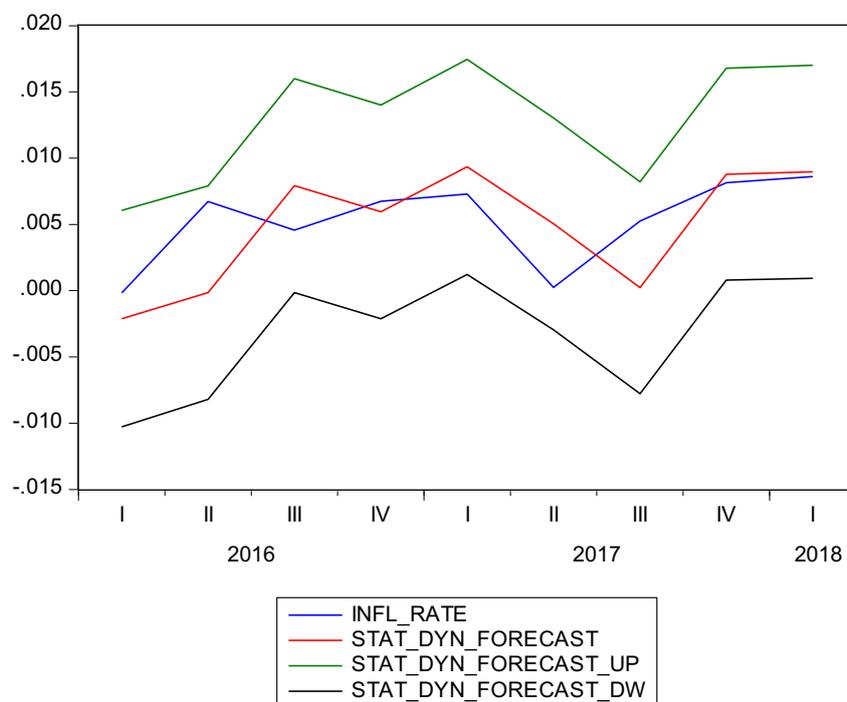


Grafico 3.4.2.1.2: rappresentazione della bontà previsiva del modello dopo aver effettuato la previsione statica dal modello dinamico.

3.4.2.2 Previsione dinamica dal modello dinamico

Per ottenere la previsione dinamica dal modello dinamico possono essere utilizzati due metodi.

Il primo metodo indicato come metodo a) si serve dell'equazione dinamica finale all'interno della quale è stata inserita la componente *ecm* ritardata di un periodo, ottenuta come residuo dell'equazione statica.

I valori ottenuti nella previsione dinamica dal modello dinamico metodo a) sono peggiori rispetto a quelli ottenuti con la previsione statica dal modello dinamico.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/14/18 Time: 17:34
 Sample (adjusted): 1962Q2 2015Q4

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000162	0.000237	0.685650	0.4937
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.145218	0.049769	2.917867	0.0039
D(INFL_RATE(-5)-EXP_INFL(-5))	0.130623	0.054650	2.390171	0.0177
D(INFL_RATE(-6)-EXP_INFL(-6))	0.162048	0.052262	3.100714	0.0022
D(INFL_RATE(-7)-EXP_INFL(-7))	0.224510	0.053977	4.159407	0.0000
D(UNEMPL_RATE(-3)-NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.003892	0.000997	3.903320	0.0001
D(UNEMPL_RATE(-4)-NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.004153	0.001210	-3.432819	0.0007
D(UNEMPL_RATE(-5)-NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.002175	0.001047	2.077993	0.0390
ECM(-1)	-0.655853	0.063187	-10.37948	0.0000
DUM	-0.036557	0.003566	-10.25257	0.0000
R-squared	0.594414	Mean dependent var	-1.99E-05	
Adjusted R-squared	0.576608	S.D. dependent var	0.005318	
S.E. of regression	0.003461	Akaike info criterion	-8.449379	
Sum squared resid	0.002455	Schwarz criterion	-8.292605	
Log likelihood	918.3082	Hannan-Quinn criter.	-8.386035	
F-statistic	33.38241	Durbin-Watson stat	1.824908	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.4.2.2.1: output dell'equazione dinamica finale con *ecm(-1)*.

Il valore del coefficiente di *Theil* è quasi più che raddoppiato ed è pari a 0,678336 allo stesso tempo anche il valore di *Bias Proportion* è nettamente superiore e pari a 0,806894 mentre il valore di *Variance Proportion* è inferiore e pari a 0,041815, per quanto riguarda l'indicatore *Covariance Proportion* è inferiore e lontano dall'unità (0,151291) rispetto a quello ottenuto nella previsione statica dal modello dinamico e pari a 0,885288.

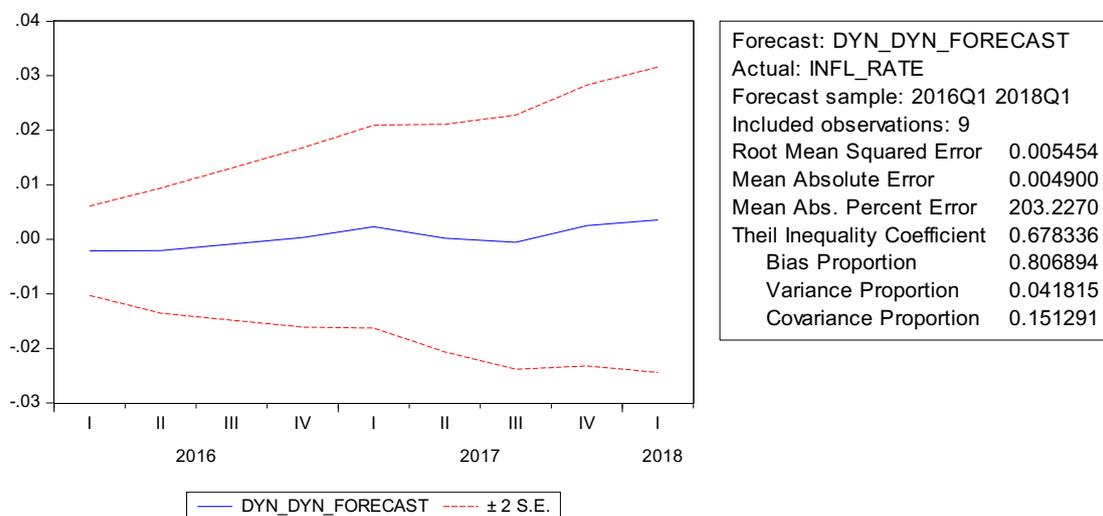


Grafico 3.4.2.2.1: previsione dinamica dal modello dinamico (metodo A).

Dal grafico che si ottiene per la verifica della bontà previsiva del modello anche in questo caso è possibile vedere come tutte le curve considerate, quella relativa all'inflazione (*infl_rate*), e la previsione dinamica dal modello dinamico (*dyn_dyn_forecast*) si muovano all'interno dei due intervalli critici generati (*up* e *down*), e pur seguendo un andamento simile si toccano solo in due punti, in corrispondenza del primo trimestre del 2016 e del secondo trimestre del 2017.

All'inizio del paragrafo si è detto che la previsione dinamica dal modello dinamico poteva essere ottenuta utilizzando un altro metodo, indicato come metodo b), nel quale è previsto l'inserimento nell'equazione dinamica dell'espressione data dalla differenza tra i valori effettivi e la curva di lungo periodo, inoltre in questo caso tutte le variabili vengono ritardate di un periodo.

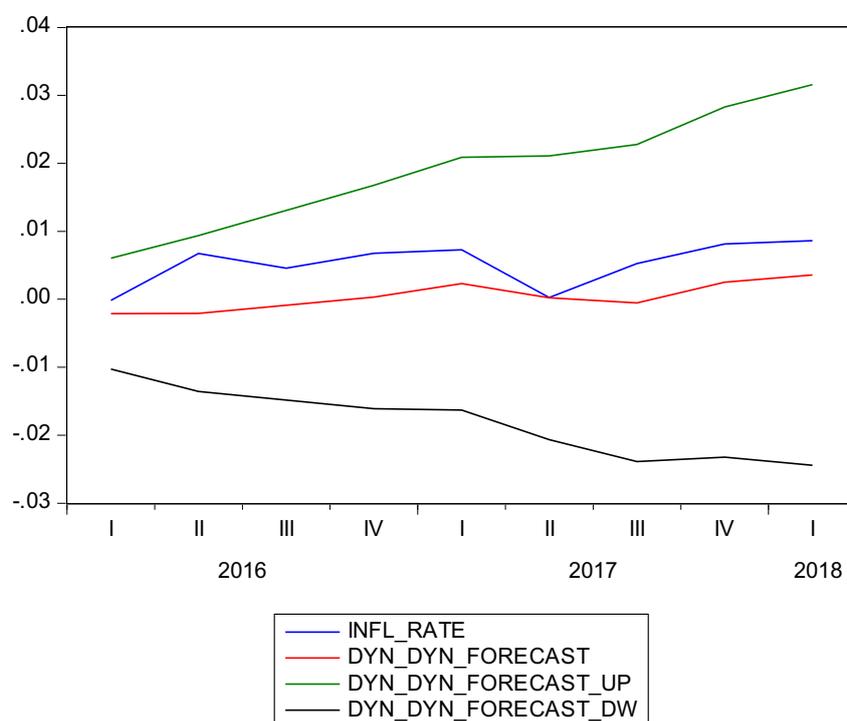


Grafico 3.4.2.2.2: verifica della bontà previsiva del modello dopo aver effettuato la previsione dinamica dal modello dinamico.

Questo secondo metodo prevede che nell'equazione dinamica finale la variabile *ecm2* venga sostituita con la differenza che genera lo stesso regressore, prima però è stato necessario stimare l'equazione dinamica estesa.

Dopo aver determinato l'equazione dinamica estesa è stata effettuata la previsione dinamica dal modello dinamico:

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/20/18 Time: 15:42
 Sample (adjusted): 1962Q2 2015Q4
 Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000162	0.000237	0.685650	0.4937
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	0.145218	0.049769	2.917867	0.0039
D(INFL_RATE(-5)-EXP_INFL(-5))	0.130623	0.054650	2.390171	0.0177
D(INFL_RATE(-6)-EXP_INFL(-6))	0.162048	0.052262	3.100714	0.0022
D(INFL_RATE(-7)-EXP_INFL(-7))	0.224510	0.053977	4.159407	0.0000
D(UNEMPL_RATE(-3)- NAT_UNEMPL_RATE(-3))	0.003892	0.000997	3.903320	0.0001
D(UNEMPL_RATE(-4)- NAT_UNEMPL_RATE(-4))	-0.004153	0.001210	-3.432819	0.0007
D(UNEMPL_RATE(-5)- NAT_UNEMPL_RATE(-5))	0.002175	0.001047	2.077993	0.0390
(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))- (0.000114886287589- 0.00248469335824*(UNEMPL_RATE(-1)- NAT_UNEMPL_RATE(-1))- 0.0295390013011*DUM(-1))	-0.655853	0.063187	-10.37948	0.0000
DUM	-0.036557	0.003566	-10.25257	0.0000
R-squared	0.594414	Mean dependent var	-1.99E-05	
Adjusted R-squared	0.576608	S.D. dependent var	0.005318	
S.E. of regression	0.003461	Akaike info criterion	-8.449379	
Sum squared resid	0.002455	Schwarz criterion	-8.292605	
Log likelihood	918.3082	Hannan-Quinn criter.	-8.386035	
F-statistic	33.38241	Durbin-Watson stat	1.824908	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.4.2.2.2: output dell'equazione dinamica estesa.

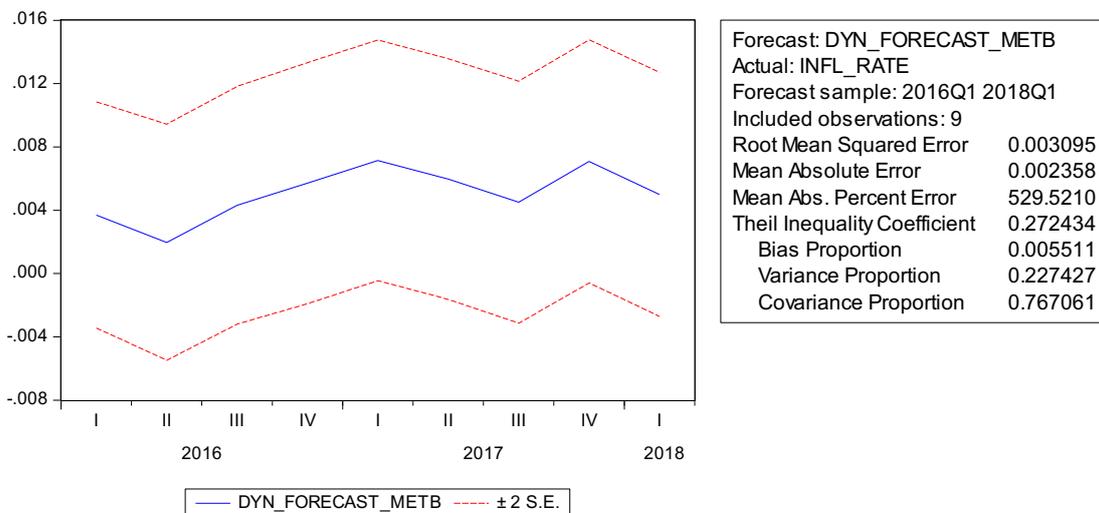


Grafico 3.4.2.2.3: previsione dinamica dal modello dinamico (metodo B).

Il valore di *Theil Inequality Coefficient* è più lontano dall'unità che a zero ed è pari a 0,272434 e rispetto al valore assunto dal coefficiente nelle previsioni precedenti è il valore

più basso, infatti il coefficiente ottenuto con la previsione dinamica dal modello dinamico metodo a) è pari a più del doppio (0,678336).

Bias Proportion ha un valore molto basso (0,005511) rispetto alla previsione precedente in cui era pari a 0,806894 e al contrario *Variance Proportion* tende più ad uno anche se sarebbe preferibile un valore nettamente più basso e vicino allo zero ed è pari a 0,227427, *Covariance Proportion* assume un valore molto elevato e tendente ad uno (0,767061), un valore più vicino all'unità è emerso in precedenza nella previsione statica dla modello dinamico (0,885288).

Per quanto riguarda il valore di *Bias Proportion* è preferibile quello ottenuto in base alla previsione statica dla modello dinamico perché si avvicina di più allo zero, invece per quanto riguarda il valore di *Variance Proportion* è preferibile quello della previsione dinamica ottenuta con il metodo a), ed infine il valore di *Covariance Proportion* ottenuto in base al metodo b) perché è più elevato.

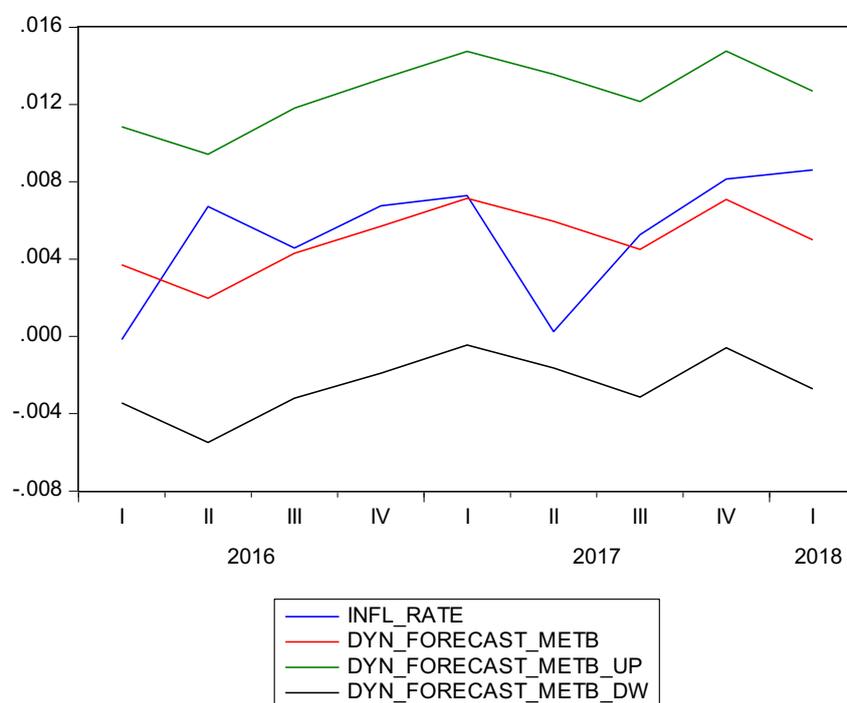


Grafico 3.4.2.2.4.: verifica della bontà previsiva del modello dopo aver effettuato la previsione dinamica dal modello dinamico in base al metodo b).

Anche in questo caso dalla verifica della bontà previsiva del modello si vede che le curve considerate, le curve dei valori effettivi (*infl_rate*) e la curva relativa alla previsione dinamica ottenuta in base al metodo b) (*dyn_forecast_metb*) si muovono all'interno degli

intervalli previsivi e si toccano in tre punti in corrispondenza del primo trimestre del 2016, nel primo e nel terzo trimestre del 2017.

Nella *Tabella 2.4.2.2.3* sono stati riassunti i valori assunti dagli indici considerati riferiti a ciascuna delle previsioni effettuate, la previsione statica, la previsione statica dal modello dinamico e la previsione dinamica dal modello dinamico in base ai due metodi indicati.

È possibile vedere che, considerando l'insieme di valori relativi alla singola previsione, le previsioni che nel complesso presentano i valori migliori sono la previsione statica dal modello dinamico, che presenta un coefficiente di *Theil* pari a 0,286484 e la previsione dinamica dal modello dinamico ottenuta in base al metodo b) con la quale si è ottenuto un coefficiente di *Theil* pari a 0,272434, inferiore rispetto a tutte le altre previsioni, entrambe queste previsioni presentano bassi valori tendenti a zero di *Bias Proportion* e *Variance Proportion* e un valore di *Covariance Proportion* tendente ad uno a differenza delle altre previsioni che mostrano valori dell'indicatore molto più bassi.

	<i>Prev. statica</i>	<i>Prev. stat. din.</i>	<i>Prev. din. a)</i>	<i>Prev. din. b)</i>
<i>Theil In. Coeff.</i>	0,290221	0,286484	0,678336	0,272434
<i>Bias Prop.</i>	0,038267	0,011420	0,806894	0,005511
<i>Variance Prop.</i>	0,763367	0,103293	0,041815	0,227427
<i>Covariance Pr.</i>	0,198369	0,885288	0,151291	0,767061

Tabella 3.4.2.2.3: prospetto riassuntivo dei valori ricavati a seguito della previsione statica, dalla previsione statica dal modello dinamico e dalla previsione dinamica dal modello dinamico secondo il metodo a) e b).

3.5 Benchmark

Dopo aver terminato l'analisi del modello considerato è stato creato un modello autoregressivo (modello *AR*) per effettuare un confronto con la bontà previsiva del modello econometrico analizzato fino ad ora e quindi per verificare la sua qualità.

3.5.1 Analisi del modello AR

Il modello statistico creato è stato generato su sé stesso regredito di quattro tempi perché si è sempre fatto riferimento a dati trimestrali.

Teoricamente attraverso il modello autoregressivo si dovrebbe ottenere una migliore previsione dato il fattore “storicità”, quindi la previsione dovrebbe essere preferibile a quella ottenuta con il modello econometrico sviluppato.

In seguito è stato generato il modello statistico autoregressivo per il periodo 1960q1-2015q4, quindi anche in questo caso è stato escluso il periodo relativo alla previsione che verrà effettuata in seguito:

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 06/30/18 Time: 10:40
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.29E-05	0.000314	-0.041097	0.9673
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.401060	0.067010	-5.985027	0.0000
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.474989	0.071863	-6.609603	0.0000
D(INFL_RATE(-3)-EXP_INFL(-3))	-0.113633	0.072740	-1.562179	0.1197
D(INFL_RATE(-4)-EXP_INFL(-4))	-0.208486	0.067580	-3.085027	0.0023
R-squared	0.246404	Mean dependent var		-1.06E-06
Adjusted R-squared	0.232252	S.D. dependent var		0.005294
S.E. of regression	0.004639	Akaike info criterion		-7.885985
Sum squared resid	0.004584	Schwarz criterion		-7.808359
Log likelihood	864.5724	Hannan-Quinn criter.		-7.854631
F-statistic	17.41117	Durbin-Watson stat		2.033929
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.5.1.1: rappresentazione dell'output del modello AR generale.

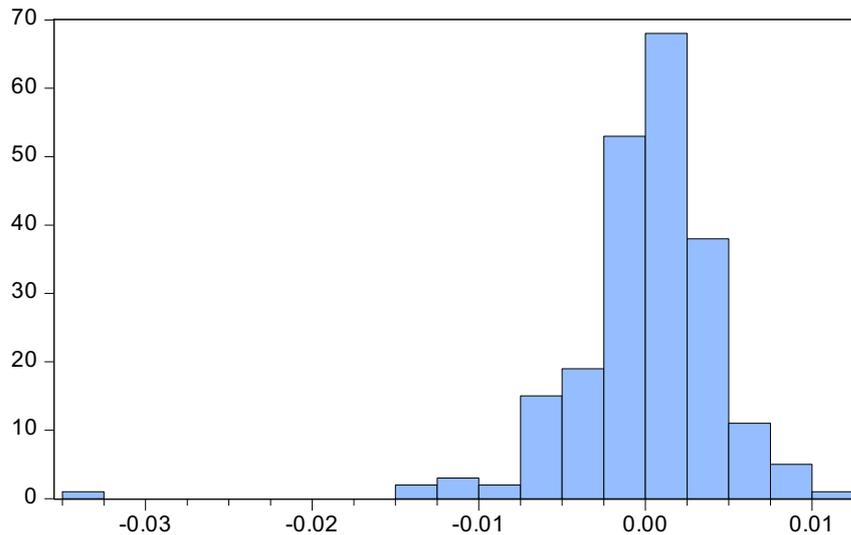
Una volta ottenuto il modello AR prima di procedere con l'eliminazione dei coefficienti non significativi perché maggiori rispetto ad un ipotetico livello di significatività alfa fissato intorno al 5%, sono stati effettuati dei test sui residui del modello.

Il test di normalità (Grafico 2.5.1.1) mostra che i residui risultano essere non normali, si rifiuta l'ipotesi di normalità perché la probabilità del test di Jarque-Bera è pari a 0 ed inferiore a qualsiasi valore di alfa.

E se si osserva il correlogramma si nota che c'è assenza di correlazione tra i residui a parte in alcuni punti.

Si è poi proceduto con l'eliminazione dei coefficienti meno significativi, cioè di $d(infl_rate(-3)-exp_infl(-3))$ perché era l'unico regressore con un valore superiore e che risultava essere non significativo.

- Test di normalità



Series: Residuals	
Sample 1961Q3 2015Q4	
Observations 218	
Mean	-2.35e-19
Median	0.000377
Maximum	0.012333
Minimum	-0.034974
Std. Dev.	0.004596
Skewness	-2.285229
Kurtosis	17.83962
Jarque-Bera	2190.022
Probability	0.000000

Grafico 3.5.1.1: istogramma dei residui del modello AR generale.

Dopo aver eliminato quel regressore si nota che il valore del criterio di *Akaike* è passato da $-7,885985$ a $-7,883767$ quindi il valore è aumentato, mentre per quanto riguarda il criterio di *Schwartz* il valore ha continuato a ridursi passando da $-7,808359$ a $-7,821667$. Si è deciso di non eliminare il regressore. Di conseguenza non si continua ad eliminare altri regressori perché tutti i coefficienti presentano un valore inferiore ad alfa pari all'5%. Si vede che il valore del criterio di *Akaike* aumenta anziché ridursi dopo l'eliminazione quindi si può dire che il modello *AR* iniziale coincide con il modello *AR* finale.

Date: 06/30/18 Time: 10:46
Sample: 1960Q1 2015Q4
Included observations: 218
Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
+	+	1 -0.017	-0.017	0.0640	0.800
+	+	2 -0.004	-0.004	0.0672	0.957
+	+	3 -0.024	-0.024	0.1974	0.978
+	+	4 -0.025	-0.026	0.3362	0.987
+	+	5 -0.079	-0.080	1.7422	0.884
+	+	6 0.008	0.004	1.7559	0.941
+	+	7 -0.039	-0.041	2.1005	0.954
+	+	8 -0.131	-0.138	6.0105	0.646
+	+	9 -0.166	-0.181	12.300	0.197
+	+	10 -0.022	-0.048	12.408	0.259
+	+	11 -0.115	-0.142	15.457	0.163
+	+	12 -0.029	-0.080	15.659	0.207
+	+	13 -0.049	-0.114	16.231	0.237
+	+	14 0.041	-0.027	16.623	0.277
+	+	15 -0.088	-0.150	18.440	0.240
+	+	16 -0.027	-0.141	18.619	0.289
+	+	17 0.036	-0.087	18.932	0.332
+	+	18 0.078	-0.042	20.382	0.312
+	+	19 -0.077	-0.206	21.807	0.294
+	+	20 0.131	-0.033	25.942	0.168
+	+	21 -0.009	-0.141	25.959	0.208
+	+	22 0.164	0.055	32.513	0.069
+	+	23 0.035	-0.058	32.817	0.084
+	+	24 0.105	-0.005	35.528	0.061
+	+	25 0.014	-0.020	35.579	0.078
+	+	26 -0.128	-0.196	39.646	0.042
+	+	27 0.051	-0.004	40.309	0.048
+	+	28 0.030	-0.033	40.535	0.059
+	+	29 -0.023	-0.015	40.675	0.073
+	+	30 -0.032	-0.061	40.942	0.088
+	+	31 -0.055	-0.044	41.728	0.094
+	+	32 -0.063	-0.072	42.748	0.097
+	+	33 -0.020	0.031	42.853	0.117
+	+	34 0.004	-0.058	42.858	0.142
+	+	35 -0.081	-0.109	44.589	0.128
+	+	36 -0.038	-0.082	44.964	0.145

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Figura 3.5.1.1: correlogramma dei residui del modello AR prima dell'eliminazione dei regressori non significativi.

Dependent Variable: D(INFL_RATE-EXP_INFL)
 Method: Least Squares
 Date: 06/30/18 Time: 10:48
 Sample (adjusted): 1961Q3 2015Q4
 Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.30E-06	0.000315	-0.023160	0.9815
D(INFL_RATE(-1)-EXP_INFL(-1))	-0.362852	0.062597	-5.796615	0.0000
D(INFL_RATE(-2)-EXP_INFL(-2))	-0.422851	0.063857	-6.621836	0.0000
D(INFL_RATE(-4)-EXP_INFL(-4))	-0.169943	0.063127	-2.692105	0.0077
R-squared	0.237769	Mean dependent var		-1.06E-06
Adjusted R-squared	0.227084	S.D. dependent var		0.005294
S.E. of regression	0.004655	Akaike info criterion		-7.883767
Sum squared resid	0.004636	Schwarz criterion		-7.821667
Log likelihood	863.3306	Hannan-Quinn criter.		-7.858684
F-statistic	22.25165	Durbin-Watson stat		2.096101
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 3.5.1.2: output del modello AR finale dopo l'eliminazione di $d(infl_rate(-3)-exp_infl(-3))$.

3.5.2 Previsione statica sul benchmark

Dopo aver effettuato la previsione si nota che il valore del coefficiente di *Theil* risulta essere pari a 0,320272 un po' lontano da zero, *Bias Proportion* e *Variance Proportion* assumono valori molto piccoli e rispettivamente pari a 0,066978 e 0,061155, e *Covariance Proportion* è molto vicino ad uno (0,871868).

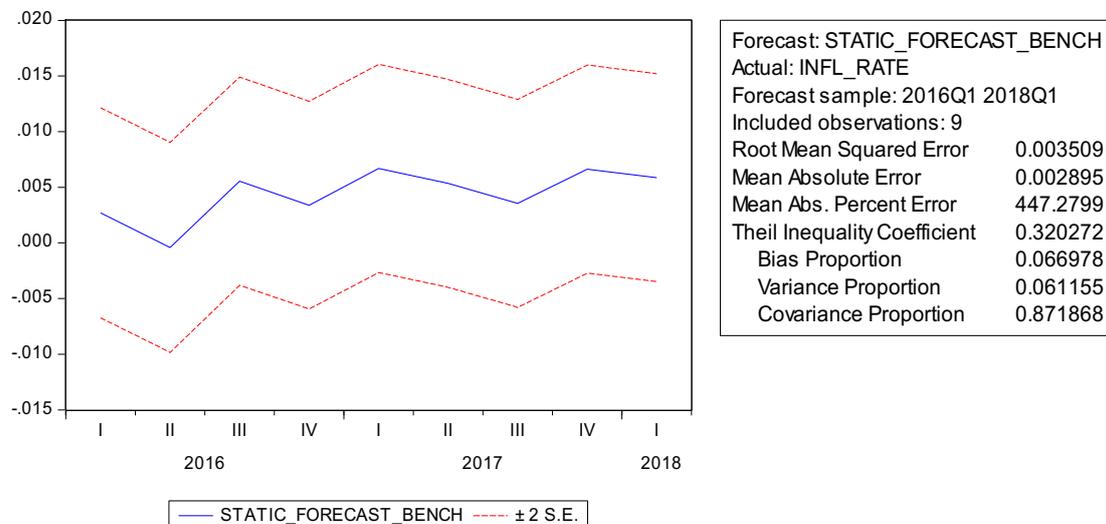


Grafico 3.5.2.1: previsione statica del benchmark.

È stata effettuata la verifica della bontà previsiva e nel grafico sono state incluse le curve dei valori effettivi (*infl_rate*), quella relativa alla previsione statica del *benchmark* e gli intervalli critici (*up e down*).

Si nota che le curve considerate si muovono all'interno degli intervalli, la curva relativa all'inflazione e a quella della previsione statica seguono un andamento simile ma non si sovrappongono.

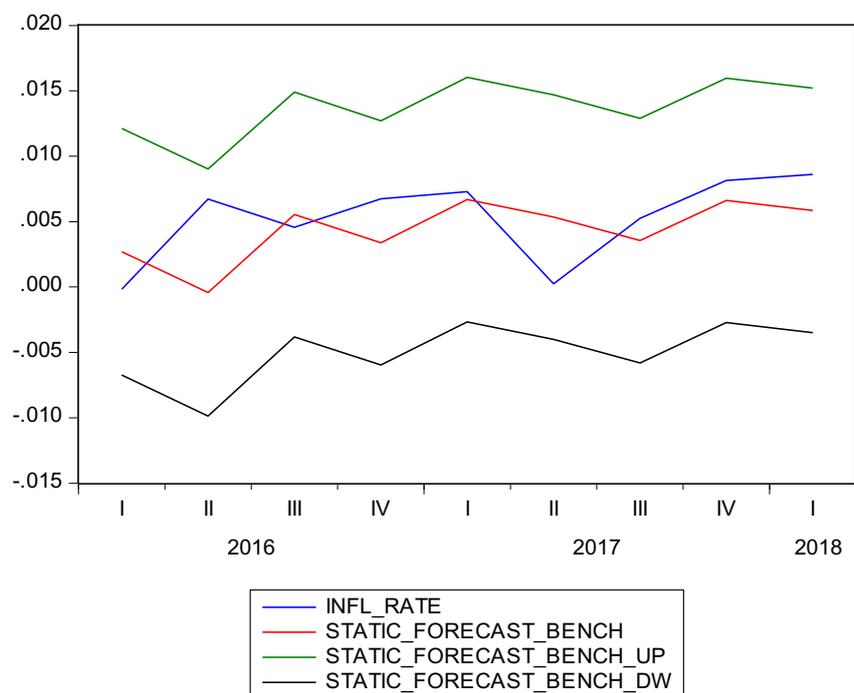


Grafico 3.5.2.2: verifica della bontà previsiva del benchmark dopo aver effettuato la previsione statica.

3.5.3 Previsione dinamica sul benchmark

In questo caso si sono ottenuti dei valori molto elevati del coefficiente di ineguaglianza di *Theil*, *Bias Proportion* e *Variance Proportion*, mentre il valore assunto da *Covariance Proportion* è inferiore a quello assunto nella previsione statica del *benchmark*.

Theil Inequality Coefficient è passato da 0,320272 a 0,426006, *Bias Proportion* è aumentata da 0,066978 a 0,393570, anche *Variance Proportion* è aumentata notevolmente arrivando ad un valore pari a 0,353321 più elevato del valore raggiunto nella previsione statica (0,061155), infine *Covariance Proportion* si è ridotto passando a 0,253109 invece di tendere all'unità.

Il grafico 2.5.3.1 per la verifica della bontà previsiva del modello in questo caso sono state considerate la curva dei valori effettivi (*infl_rate*), la previsione dinamica del

benchmark (*dynamic_forecast_bench*) e i due intervalli critici (*up e down*), ma è stata inserita nel grafico per avere un confronto la curva relativa alla previsione dinamica dal modello dinamico ottenuta in base al metodo b) (*dyn_forecast_metb*).

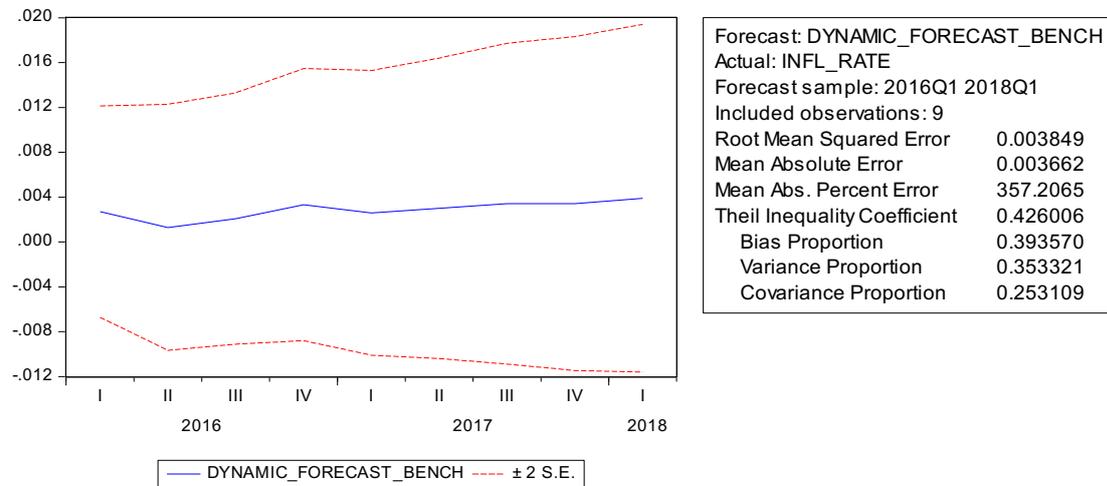
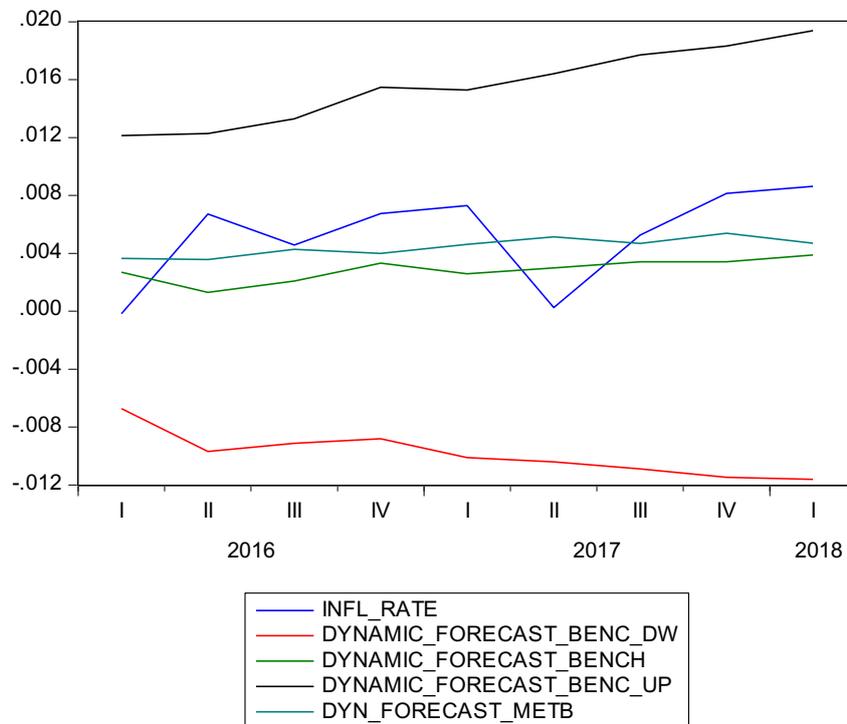


Grafico 3.5.3.1: previsione dinamica del benchmark.



Grafici 3.5.3.2: verifica della bontà previsiva del benchmark dopo aver effettuato la previsione dinamica sul modello AR.

Si nota che tutte le curve considerate si muovono all'interno degli intervalli previsivi, la curva dei valori effettivi dell'inflazione segue un andamento a zigzag ed incrocia le altre

curve in corrispondenza del primo e del secondo trimestre del 2016 e dei primi tre trimestri del 2017.

Invece la previsione dinamica del *benchmark* segue lo stesso andamento, quasi lineare, della previsione dinamica ottenuta in base al metodo b)

3.5.4 Confronto previsioni del benchmark con quelle del modello econometrico

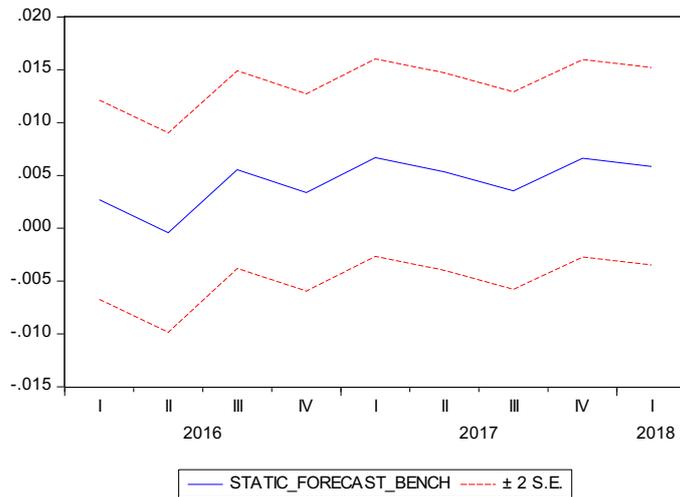
Si è poi proceduto ad effettuare un confronto per valutare la qualità previsiva del modello econometrico e di quello statistico autoregressivo, è stato effettuato un confronto tra la previsione statica del *benchmark* e la previsione statica dal modello dinamico e poi un confronto tra la previsione dinamica del *benchmark* e la previsione dinamica dal modello dinamico ottenuta in base al metodo a) e b).

Trattandosi di modelli competitivi il confronto è stato effettuato prendendo in considerazione gli indici *Root Mean Squared Error*, *Mean Absolute Error* e *Mean Absolute Percent Error*.

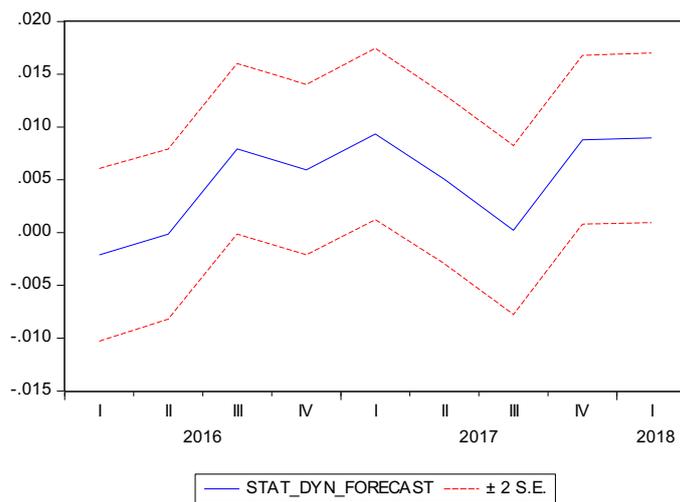
3.5.4.1 Confronto statica

Prima è stato effettuato il confronto tra la previsione statica del *benchmark* e la previsione statica dal modello dinamico. Per tutti e tre gli indicatori i valori assunti nella previsione statica dal modello dinamico risultano essere inferiori rispetto a quelli ottenuti con la previsione statica del *benchmark*, e per questo motivo è possibile concludere che la previsione statica del modello econometrico è migliore rispetto alla previsione statica del *benchmark*.

Se si osservano anche gli altri indicatori è possibile notare che la previsione statica del modello econometrico presenta un valore del coefficiente di *Theil* (0,286484) inferiore a 0,320271, invece la previsione statica del *benchmark* presenta dei valori di *Bias Proportion* e di *Variance Proportion* più bassi, mentre per quanto riguarda il valore assunto da *Covariance Proportion* in entrambi i casi quest'indicatore presenta dei valori elevati tendenti ad uno ma quello relativo alla previsione statica dal modello dinamico è di poco superiore (0,885288).



Forecast: STATIC_FORECAST_BENCH
 Actual: INFL_RATE
 Forecast sample: 2016Q1 2018Q1
 Included observations: 9
 Root Mean Squared Error 0.003509
 Mean Absolute Error 0.002895
 Mean Abs. Percent Error 447.2799
 Theil Inequality Coefficient 0.320272
 Bias Proportion 0.066978
 Variance Proportion 0.061155
 Covariance Proportion 0.871868



Forecast: STAT_DYN_FORECAST
 Actual: INFL_RATE
 Forecast sample: 2016Q1 2018Q1
 Included observations: 9
 Root Mean Squared Error 0.003587
 Mean Absolute Error 0.002870
 Mean Abs. Percent Error 378.2964
 Theil Inequality Coefficient 0.286484
 Bias Proportion 0.011420
 Variance Proportion 0.103293
 Covariance Proportion 0.885288

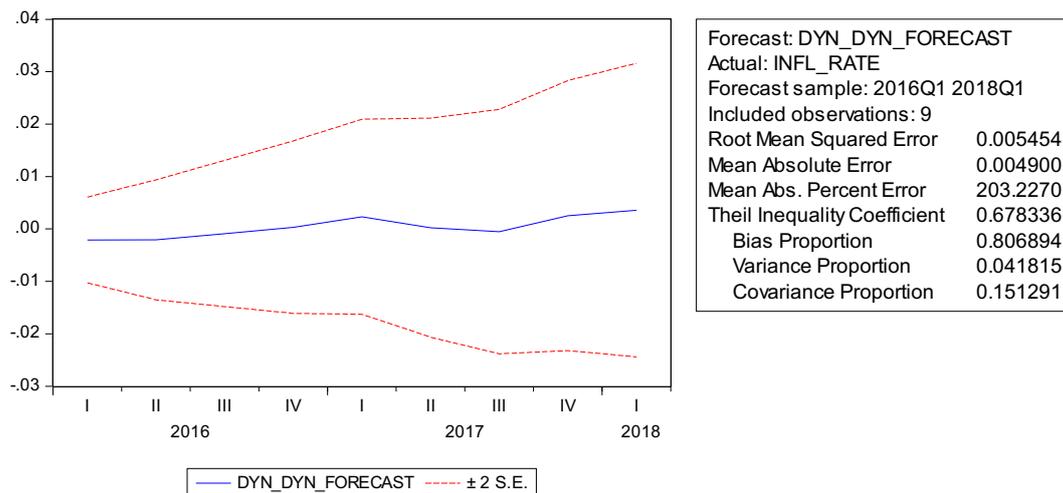
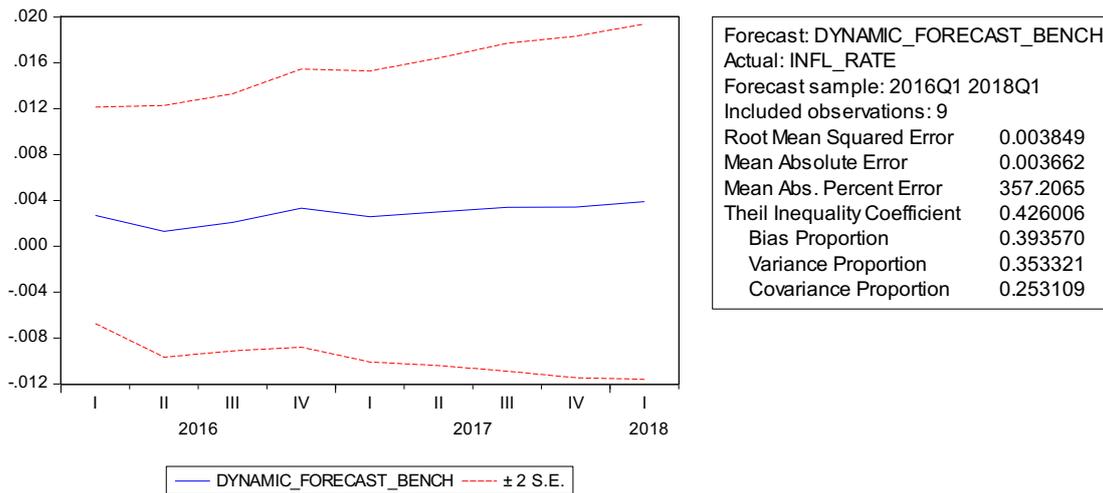
	<i>Prev. statica mod. AR</i>	<i>Prev. statica mod. din.</i>
Root M. Squared Error	0,003849	0,003587
Mean Absolute Error	0,003662	0,002870
Mean Abs. Percent Error	357,2065	378,2964
Theil Ineq. Coefficient	0,320271	0,286484
Bias Proportion	0,066978	0,011420
Variance Proportion	0,061155	0,103293
Covariance Proportion	0,871868	0,885288

Tabella 3.5.4.1: sintesi dei valori assunti dagli indicatori nella previsione statica del benchmark e nella previsione statica del modello dinamico.

3.5.4.2 Confronto dinamica

Dopo aver confrontato le previsioni statiche si è passati a confrontare la previsione dinamica del *benchmark* con la previsione dinamica del modello econometrico ottenuta in base al metodo a).

Anche in questo caso, come nel confronto della statica, si nota che se si fa riferimento ad indicatori come *Root Mean Squared Error*, *Mean Absolute Error* e *Mean Absolute Percent Error* è preferibile la previsione ottenuta con il *benchmark*, fatta eccezione per l'indice *Mean Absolute Percent Error* che assume un valore maggiore.



Se invece si prendono in considerazione anche altri indici come *Theil*, *Bias Proportion*, *Variance Proportion* e *Covariance Proportion* si nota che anche in questo caso la previsione dinamica del modello *AR* risulta essere preferibile, infatti il valore di *Theil* è inferiore, come il valore assunto da *Bias Proportion*, *Covariance Proportion* assume un valore più elevato, l'unica eccezione riguarda il valore di *Variance Proportion* che anziché

tendere a zero assume un valore pari a 0,353321 poco vicino allo zero a differenza di quello ottenuto con la previsione dinamica dal modello dinamico.

Infine è stato effettuato il confronto tra la previsione dinamica del *benchmark* e la previsione dinamica del modello econometrico ottenuta in base al metodo b).

Anche in questo caso sono stati osservati e confrontati i valori di tutti gli indicatori ottenuti attraverso le due previsioni dinamiche.

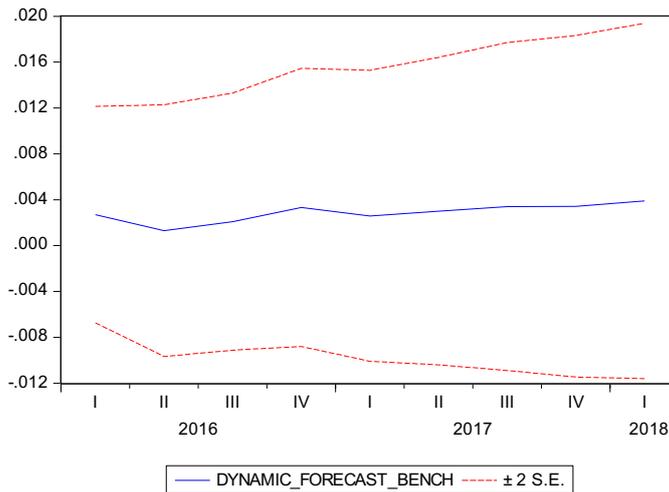
Per quanto riguarda i primi indici si vede che i valori ottenuti con la previsione dinamica del modello econometrico in base al metodo b) sono inferiori rispetto a quelli ottenuti con la previsione dinamica del *benchmark*, fatta eccezione per il valore di *Mean Absolute Percent Error* che invece risulta essere maggiore e pari a 495,6454.

Quindi in base a questi risultati risulterebbe preferibile la previsione dinamica del modello econometrico.

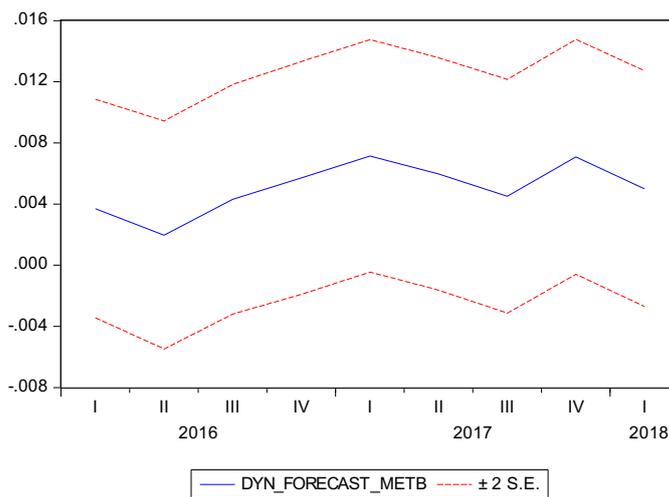
	<i>Prev. dinamica mod. AR</i>	<i>Prev. dinamica metodo a)</i>
<i>Root M. Squared Error</i>	0,003849	0,005454
<i>Mean Absolute Error</i>	0,003662	0,004900
<i>Mean Abs. Percent Error</i>	357,2065	203,2270
<i>Theil Ineq. Coefficient</i>	0,426006	0,678336
<i>Bias Proportion</i>	0,393570	0,806894
<i>Variance Proportion</i>	0,353321	0,041815
<i>Covariance Proportion</i>	0,253109	0,151291

Tabella 3.5.4.2: sintesi dei valori assunti dagli indicatori nella previsione dinamica del *benchmark* e nella previsione dinamica ottenuta in base al metodo b).

Se invece si considerano anche i valori assunti dal coefficiente di *Theil* e dagli altri indicatori in questo caso la previsione dinamica dal modello dinamico ottenuta in base al metodo b) risulterebbe essere preferibile alla previsione dinamica del *benchmark*, perché il valore del coefficiente di *Theil* pari a 0,293239 è più ridotto rispetto al valore assunto nella previsione dinamica del *benchmark* dove risulta essere pari a 0,426006 quindi quasi il doppio, anche il valore di *Bias Proportion* della previsione b) è preferibile perché molto più vicino a zero (0,070676) rispetto a quello assunto dalla previsione del modello *AR* (0,393570).



Forecast: DYNAMIC_FORECAST_BENCH	
Actual: INFL_RATE	
Forecast sample: 2016Q1 2018Q1	
Included observations: 9	
Root Mean Squared Error	0.003849
Mean Absolute Error	0.003662
Mean Abs. Percent Error	357.2065
Theil Inequality Coefficient	0.426006
Bias Proportion	0.393570
Variance Proportion	0.353321
Covariance Proportion	0.253109



Forecast: DYN_FORECAST_METB	
Actual: INFL_RATE	
Forecast sample: 2016Q1 2018Q1	
Included observations: 9	
Root Mean Squared Error	0.003095
Mean Absolute Error	0.002358
Mean Abs. Percent Error	529.5210
Theil Inequality Coefficient	0.272434
Bias Proportion	0.005511
Variance Proportion	0.227427
Covariance Proportion	0.767061

	<i>Prev. dinamica modello AR</i>	<i>Prev. din. metodo b)</i>
Root M. Squared Error	0,003849	0,003099
Mean Absolute Error	0,003662	0,002757
Mean Abs. Percent Error	357,2065	495,6454
Theil Ineq. Coefficient	0,426006	0,293239
Bias Proportion	0,393570	0,070676
Variance Proportion	0,353321	0,621396
Covariance Proportion	0,253109	0,307928

Tabella 3.5.4.2: sintesi dei valori assunti dagli indicatori nella previsione dinamica del benchmark e nella previsione dinamica ottenuta in base al metodo b).

Per quanto riguarda invece i valori assunti da *Variance Proportion* quello ottenuto con la previsione dinamica del *benchmark* è nettamente inferiore (0,353321) rispetto a quello assunto nella previsione del modello econometrico (0,621396).

Mentre per quanto riguarda i valori di *Covariance Proportion* è preferibile il valore ottenuto con la previsione dinamica del modello econometrico per assume un valore maggiore e pari a 0,307928 anche se di poco superiore a quello ottenuto con la previsione del *benchmark* (0,253109).

3.6 Conclusioni

Nel presente lavoro è stato proposto un modello econometrico per analizzare la relazione tra le variabili che caratterizzano la curva di Phillips, le quali sono l'inflazione, variabile endogena, l'inflazione attesa, il tasso di disoccupazione e quello di disoccupazione naturale, che costituiscono le variabili esplicative.

Nella fase iniziale è stata svolta l'analisi descrittiva delle variabili, successivamente sono stati svolti i *test ADF* per verificare che non si fosse in presenza di una regressione spuria, ma è stato possibile affermare che tutte le variabili hanno una radice unitaria.

In seguito è stata stimata l'equazione statica finale relativa al periodo ridotto (1960q1-2015q4) dopo aver imposto ed accettato alcune restrizioni relative ai coefficienti dell'equazione attraverso i *test di Wald* e quindi è stato possibile esplicitare il modello in termini di differenze, considerando quindi come variabile dipendente la differenza tra l'inflazione e l'inflazione attesa (*infl_rate-exp_infl*) e come variabile esogena la differenza tra il tasso di disoccupazione e il suo livello naturale (*unempl_rate-nat_unempl_rate*). Dopo aver definito l'equazione statica finale sono stati effettuati i *test* sulla componente *ecm* del modello e si è dimostrato che le variabili sono cointegrate, inoltre i residui sono risultati essere non normali, correlati ed omoschedastici. Poi i coefficienti del modello statico sono stati considerati come coefficienti di lungo periodo ed è stata verificata la validità del loro segno, il valore di *Standardized Coefficient* conferma la relazione inversa tra inflazione e disoccupazione infatti è risultato essere pari a -0,392311, inoltre considerando il valore dell'elasticità in media (*Elasticity at Means*) è possibile valutare la relazione di lungo periodo in termini percentuali e quindi si è visto che ad un incremento dell'1% del tasso di disoccupazione l'inflazione tenderà a ridursi di circa un terzo.

Dopo aver definito la curva di lungo periodo, è stato rappresentato l'andamento delle due variabili alle differenze prime in quanto sono risultate essere integrate di ordine uno, osservando il grafico è stato possibile affermare che tendenzialmente variazioni del tasso di disoccupazione precedono ed incidono su variazioni del tasso di inflazione, ciò in

seguito è stato anche confermato dal *test* di *Granger*. Invece in letteratura Samavati *et al.* (1994) e Sachsida *et al.* (2011) hanno riscontrato dei risultati diversi, il primo studio ha evidenziato che nel periodo (1951q1-2010q2) la disoccupazione ha seguito di pari passo l'inflazione ma solo dopo tredici trimestri, il secondo ha effettuato il *test* di *Granger* e ha dimostrato l'esistenza di una causalità unidirezionale dell'inflazione sulla disoccupazione nel periodo compreso tra il 1974 e il 1990.

Poi si è proceduto con la stima dell'equazione dinamica finale con otto *lag*, includendo anche in questo caso, come nella stima dell'equazione statica, una *dummy variable* e in seguito è stata determinata la curva di breve periodo facendo sempre riferimento al *sample* ridotto (1960q1-2015q4) e sono stati effettuati nuovamente i *test* sui residui che sono risultati essere non normali, non correlati ed omoschedastici.

Successivamente è stata analizzata la funzione di risposta impulsiva e cumulata della variabile esplicativa del modello, ed è emerso un *lag* temporale di cinque trimestri questo vuol dire che una variazione del tasso di disoccupazione si rifletterà sull'inflazione con un ritardo temporale pari ad un anno e tre mesi e questo è un fattore importante da tenere in considerazione per effettuare delle scelte di politica economica ottimali.

La parte finale dell'analisi è incentrata sul periodo riservato in precedenza al futuro virtuale (2016q1-2018q1) relativamente al quale sono state generate la previsione statica, la previsione statica dal modello dinamico, e la previsione dinamica dal modello dinamico prima in base al metodo a) poi al metodo b). In questo caso non dovendo effettuare un confronto previsivo sono stati osservati solo i valori assunti dai seguenti indici: *Theil Inequality Coefficient*, *Bias Proportion*, *Variance Proportion* e *Covariance Proportion*.

Essendo preferibile un valore del coefficiente di *Theil* tendente a zero piuttosto che all'unità, da questo punto di vista la previsione dinamica dal modello dinamico metodo b) è risultata preferibile in quanto il valore del coefficiente (0,272434) è il più basso osservato rispetto alle altre previsioni. Se si osservano gli altri valori, essendo invece preferibile un valore di *Covariance Proportion* vicino all'unità, il valore migliore è stato ottenuto nella previsione statica dal modello dinamico (0,885288). Per quanto riguarda invece i valori assunti dagli altri due indici, il valore più basso di *Bias Proportion* è emerso nella previsione dinamica dal modello dinamico metodo b) (0,005511), mentre il valore più basso di *Variance Proportion* è stato osservato nella previsione dinamica dal modello dinamico metodo a) (0,041815). Nel complesso la previsione dinamica dal modello dinamico (metodo b) è quella che presenta i migliori valori, fatta eccezione per il valore assunto da *Variance Proportion*, pari a 0,227427, il quale non è troppo vicino

all'unità ma comunque maggiore dei valori riscontrati dall'indice nelle altre previsioni, e inferiore a quello della previsione statica (0,763363).

Nella parte finale, riservata al *benchmark*, è stato generato un modello autoregressivo, i cui residui sono risultati non normali e non correlati, ed è stata confrontata la sua *performance* previsiva con quella del modello econometrico realizzato.

Prima è stato svolto un confronto tra la previsione statica del *benchmark* e la previsione statica dal modello dinamico ed in questo caso è risultata preferibile la previsione statica dal modello dinamico, la quale presentava valori migliori per buona parte degli indicatori fatta eccezione dei valori assunti da *Mean Absolute Percent Error*, *Bias* e *Variance Proportion*. Poi è stata confrontata la previsione dinamica sul modello *AR* prima con la previsione dinamica dal modello dinamico ottenuta in base al metodo a), e poi con quella ottenuta in base al metodo b). Nel primo caso è stata preferita la previsione ottenuta con il *benchmark* anche in questo caso con l'eccezione dei valori assunti da *Mean Absolute Percent Error* e *Variance Proportion*. Nel secondo caso, invece, è stata preferita la previsione dinamica del modello econometrico, fatta eccezione sempre per i valori degli indicatori evidenziati in precedenza.

In conclusione la presente analisi econometrica ha permesso di confermare l'esistenza e la validità della curva di Phillips relativa agli Stati Uniti, ampiamente dibattuta in letteratura. Infatti anche Laseen *et al.* (2016) ha confermato che la crisi finanziaria non ha compromesso la curva ed è ancora possibile parlare della sua esistenza, in aggiunta Gordon (2013), Blanchard (2016) e Albuquerque *et al.* (2017) hanno affermato che la curva di Phillips è ancora viva e vegeta, invece Berson *et al.* (2018) sostiene che le stime ottenute dalla curva di Phillips risultino essere incerte quindi è necessario porre molta attenzione a tutte le variabili che incidono sull'inflazione nello specifico viene fatto riferimento ai cambiamenti strutturali dell'economia e a quelli apportati dalla globalizzazione e dall'avvento delle nuove tecnologie.

Bibliografia

Albuquerque B. e Baumann U. (2017), *“Will US inflation awake from the dead? The role of the slack and non-linearities in the Phillips Curve”*, European Central Bank, *Working Paper Series*.

Atkeson A. e Ohanian L. E. (2001), *“Are Phillips curves useful for forecasting inflation?”*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 25(1): 2-11.

Auer R., Borio C. e Filardo A. (2017), *“The globalization of inflation: the growing importance of global value chains”*, Bank for International Settlements, No 602.

Ball L. M. (2006), *“Has Globalization Changed Inflation?”*, National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 12687.

Bénassy-Quere A., Coeure B., Jacquet P. e Pisani-Ferry P. (2014), *“Politica economica: teoria e pratica”*, a cura di Alessandro Petretto e Francesco Flaviano Russo, Il Mulino, Strumenti.

Berson C., De Charsonville Pavel Diev L., Faubert V., Ferrara L., Guilloux-Nefussi S., Kalantzis Y., Lalliard A., Matheron J. e Mogliani M. (February 2018), *“Does the Phillips curve still exist?”*, Rue de la Banque n° 56.

Beyer A. e Farmer R. E. A. (2002), *“Natural rate doubts”*, European Central Bank *Working Paper Series* No. 121.

Blanchard O. (2016), *“The Phillips Curve: back to the ‘60s?”*, American Economic Review 106(5):31-34.

Blanchard O., Aminghi A. e Giavazzi F. (2010), *“Macroeconomia: una prospettiva europea”*, Il Mulino, Strumenti.

Chletsos M., Drosou V. e Roupakias S. (2016), *“Can Phillips curve explain the recent behavior of inflation? Further evidence from USA e Canada”*, The Journal of Economic Asymmetries 14 20-28.

Clarida R., Gali J. e Gertler M. (1999), *“The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”*, Journal of Economic Literature, Vol. XXXVII pp. 1661-1707.

Freeman R. (2005), *“What really ails Europe (and America): the doubling of the global workforce”*, The Globalist.

Friedman M. and Schwartz A. J. (1961), *“A monetary history of the United States, 1867-1960”*, Princeton University Press.

Gordon R. J. (August 2013), *“The Phillips Curve is alive and well: inflation and the NAIRU during the slow recovery”*, National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 19390.

Grubb D., Jackman R. e Layard R. (1982), *“Causes of the current stagflation”*, Review of Economic Studies XLIX 707-730.

Haug A. A. e King I. (2014), *“In the long run, US unemployment follows inflation like a faithful dog”*, Elsevier Journal of Macroeconomics 41 42-52.

Johnston J. (2016), *“Econometrica”*, a cura di Michele Costa e Paolo Paruolo, 3^a edizione rifatta ed ampliata, Franco Angeli.

Krugman P. R. e Obstfeld M. (2007), *“Economia monetaria internazionale”*, quarta edizione italiana a cura di Rodolfo Helg, Pearson, Addison Wesley.

Lansing K. (2002), *“Can the Phillips curve help forecast inflation?”*, Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter, Number 2002-29.

Laseen S. e Sanjani M. T. (July 2016), *“Did the global financial crisis break the U.S. Phillips Curve?”*, International Monetary Fund, *Working Paper* 16/126.

MacCandless G. T. Jr. e Weber W. E. (1995), *“Some monetary facts”*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review Summer Vol.19 No.3.

Murphy A. (2018), *“The death of the Phillips Curve?”*, Federal Reserve Bank of Dallas, *Working Paper* 1801.

Ormerod P., Rosewell B. e Phelps P. (2013), *“Inflation/unemployment regimes and the instability of the Phillips curve”*, Applied Economics, Vol. 45 1519-1531.

Ribba A. (2006), *“The joint dynamics of inflation, unemployment and interest rate in the United States since 1980”*, Empirical Economics 31:497-511.

Rogoff K. (2003), *“Globalization and Global Disinflation”*, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Vol. 88, n.4 pp. 45-78.

Sachsida A., Divino J. A. e Cajueiro D. O. (2011), *“Inflation, unemployment, and the time consistency of the US monetary policy”*, Elsevier Structural Change and Economic Dynamics 22 173-179.

Samavati H., Dilts D. A. e Deiysch C. R. (1994), *“The Phillips Curve: evidence of a “Lady or Tiger dilemma”*, The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 34 No. 4 333-345.

Stock J. H. e Watson M. W. (2005), *“Introduzione all’econometria”*, edizione italiana a cura di Franco Peracchi, Pearson Prentice Hall.

Vera L. (2017), *“The distribution of power and the inflation-unemployment relationship in the United States: a post-keynesian approach”*, Review of Radical Political Economics, Vol. 49(2) 265-285.

Sitografia

◆ Serie: Consumer Price Index total all items for the US
Quarterly, Seasonally Adjusted
Fred. St. Louis
<https://fred.stlouisfed.org/series/CPALTT01USQ661S>

◆ Serie: Unemployment Rate aged 15 and Over all persons for the United States
Percent, Quarterly, Seasonally Adjusted
Fred St. Louis
<https://fred.stlouisfed.org/series/LRUNTTTTUSQ156S>