

ALMA MATER STUDIORUM – UNIVERSITA' DI BOLOGNA

Corso di Laurea in Economia e Politica Economica

Meccanismo di trasmissione dei prezzi nella filiera della plastica (Econometria Avanzata)

Presentata da:

nome e cognome: Pasquale Marzano

matricola: 0000832523

Relatore:

Prof. Roberto Golinelli

APPELLO MARZO 2020

ANNO ACCADEMICO 2018/2019

INDICE

1. Introduzione	5
1.1 Processi Chimici	6
2. Letteratura	7
3. Descrizione dei dati e software	10
4. Considerazioni teoriche e costruzione del modello	12
4.1 Teoria economica	12
4.2 Teoria econometrica	13
4.3 Procedura di Engle e Granger e Modello	16
5. Analisi Empirica	18
5.1 Stazionarietà delle variabili	18
5.2 Regressione statica	19
5.3 Specificazione dinamica	21
6. CONCLUSIONI	24
APPENDICI.....	25
A1. Grafici delle serie storiche.....	25
A2. Correlogrammi.....	28
A3. Statistiche descrittive	32
A4. Modelli ECM	33
1. Modello pp.....	33
2. Modello pvc.....	34
3. Modello hdpe.....	35
4. Modello ldpe.....	36
A5. Valori critici di MacKinnon (2010) e Test di Breusch Godfrey.....	37
Bibliografia	38

1. Introduzione

In questo lavoro si vuole studiare il meccanismo di trasmissione delle variazioni dei prezzi del petrolio ai prezzi delle plastiche. Sebbene negli ultimi anni siano diventate il simbolo dell'inquinamento che ha causato il cambiamento climatico, nella vita quotidiana gli utilizzi della plastica aumentano di continuo: dal packaging alle tubature, dalle bottiglie ai cruscotti e ai paraurti delle auto. Da qui nasce l'importanza di uno studio che permetta di capire la dinamica dei prezzi di questi beni e come questi reagiscono alle variazioni del loro input principale, ovvero il petrolio.

Nello specifico, col termine plastiche si farà riferimento ai polimeri termoplastici sintetici che hanno svariate caratteristiche molto utili ai fini del loro impiego: tra queste ci sono l'impermeabilità ai gas e all'acqua, una buona resistenza al calore e all'abrasione, la resistenza meccanica e la possibilità di essere riciclati. Il punto di partenza per la produzione di polimeri sintetici è la raffinazione del petrolio.

In questo lavoro, ipotizzando che la relazione di dipendenza avvenga dal petrolio alla plastica, si studierà la presenza di una relazione di equilibrio tra le serie storiche dei prezzi, attraverso la procedura a due step di Engle & Granger (1987), e come questi si aggiustano in seguito agli shock nel breve periodo.

All'interno di questa relazione, inoltre, verrà approfondito anche il ruolo giocato dal rapporto tra domanda e offerta, rappresentato da una variabile costruita partendo dall'indice di produzione manifatturiera globale. L'introduzione di questa variabile potrebbe risultare importante al fine di capire come i prezzi reagiscono alle fasi di mercato. Alla variabile che rappresenta in un certo senso il mercato, si aggiunge il tasso di cambio Dollaro/Euro, in quanto il dollaro rappresenta la valuta dei mercati internazionali; infine, si indaga sull'effetto dell'incertezza sui prezzi dei polimeri sintetici.

L'ipotesi primaria alla base della tesi è che il prezzo delle plastiche sia determinato dal petrolio e dalle altre variabili considerate, che invece sono variabili esogene, ovvero determinate al di fuori del modello costruito. Tale ipotesi è verosimile per il petrolio, come confermato, ad esempio da Aschea, Gjøølbergb, & Völker (2003)

utilizzando un approccio multivariato. Inoltre, è altrettanto verosimile che il prezzo delle plastiche possa essere influenzato dall'andamento generale dell'economia e non viceversa, così come nella realtà il tasso di cambio non venga determinato dai prezzi di una determinata categoria di beni.

Il lavoro è strutturato nel seguente modo: a seguire verrà data una breve spiegazione dei processi chimici alla base dei polimeri termoplastici sintetici. Nel capitolo 2, verrà presentata una rassegna della letteratura esistente sulla trasmissione dei costi del petrolio; nel capitolo 3 viene descritta, invece, la composizione del dataset usato nell'analisi empirica e del software impiegato; nel capitolo 4 vengono presentate alcune considerazioni sulla teoria economica di riferimento e sul modello econometrico; nel capitolo 5 verranno illustrati i risultati dell'analisi empirica e infine, il capitolo 6 racchiude le conclusioni del lavoro.

1.1 Processi Chimici

I polimeri sintetici che saranno trattati in questo lavoro sono il Polipropilene (PP), Polivinilcloruro (PVC), il Polietilentereftalato (PET) e il Polietilene sia ad alta che a bassa densità (rispettivamente Hdpe ed Ldpe). Queste macromolecole sono il prodotto di una reazione chimica chiamata reazione di polimerizzazione, che ha come reagenti i monomeri, molecole più semplici che si ripetono più volte nella sequenza del polimero. Il numero di ripetizioni del monomero all'interno di un polimero è detto grado di polimerizzazione.

Un esempio di monomero è l'etilene, la cui principale fonte è la raffinazione del petrolio. Questa avviene tramite un processo chimico chiamato distillazione frazionata che prevede l'utilizzo di una colonna di frazionamento, caratterizzata dalla presenza di regioni a diversa temperatura. Il petrolio, alla base della colonna, viene portato ad altissime temperature così che, attraverso i processi di evaporazione e condensazione, si possa separare in miscele di idrocarburi in base alla loro diversa temperatura di ebollizione. Tra queste miscele idrocarburiche troviamo la nafta, materia prima per la produzione di etilene e propilene.

2. Letteratura

In letteratura non sono molti gli studi relativi alla relazione tra il petrolio e le plastiche. In generale, però, esistono molti studi che indagano sulla trasmissione delle variazioni dei prezzi del petrolio ad altri prodotti. Gli approcci usati sono principalmente due: i modelli strutturali e i modelli dinamici a forma ridotta. Nei modelli strutturali, le variabili sono determinate tutte all'interno del modello. Come primo passo si stimano i coefficienti e in seguito si ricorre a delle simulazioni per determinare l'impatto di uno shock del costo dell'input sul prezzo di equilibrio del bene oggetto di studio. I modelli dinamici a forma ridotta, invece, vengono utilizzati principalmente quando gli shock si trasferiscono con un certo ritardo ai prezzi del bene. Inoltre i modelli a forma ridotta permettono di indagare sull'asimmetria del trasferimento, ovvero il grado di trasferimento a seconda che la variazione di costo sia positiva o negativa.

Tra questi, Weinhagen (2006) costruisce un modello VAR strutturale di domanda e offerta delle plastiche, per analizzare come gli shock dell'offerta di petrolio si trasmettono ai prezzi dei suoi derivati. Egli utilizza gli indici PPI (Producer Price Index) per il greggio, i composti chimici organici e le plastiche. Lo studio parte da un'analisi grafica che mostra come gli shock dei prezzi del petrolio anticipano, nella maggior parte dei casi, le variazioni dei prezzi dei derivati. Dopo aver stimato il modello VAR con le serie storiche dei dati mensili, e costruito la funzione *impulse-response*, conclude che uno shock del prezzo del petrolio si trasmette immediatamente e continua ad avere effetto per i successivi 14 mesi, sia sui prezzi che sulle quantità prodotte dei beni derivati. Inoltre, è interessante notare che, oltre agli shock del petrolio, anche gli shock del prezzo dei composti chimici organici si trasmettono ai prezzi e alle quantità prodotte di plastiche.

In un altro paper, De Mello & Ripple (2017) studiano la dinamica dei prezzi del propilene e del polipropilene (PP) in un sistema multivariato, utilizzando il VECM, considerando sia i costi legati agli input di produzione (nafta e petrolio), sia una variabile proxy che rappresenta la domanda di PP. L'obiettivo è quello di conoscere

la relazione causale che lega propilene, PP, greggio e nafta, in Europa e in Asia. PP, propilene e nafta risultano debolmente endogeni, mentre il greggio e la variabile che rappresenta la domanda sono debolmente esogene. Gli autori trovano che il prezzo del PP si aggiusti più velocemente, in seguito a shock, in Europa rispetto all'Asia. Inoltre, attraverso la scomposizione della varianza, si nota che shock nel prezzo del PP sono spiegati dal propilene e da innovazioni nel PP stesso nel breve periodo, mentre, nel lungo periodo, gli shock sono spiegati dai prezzi di propilene, greggio e nafta in egual misura. Molto piccola è, invece, la varianza del prezzo del PP spiegata dalla domanda.

Non mancano in letteratura, invece, i paper relativi alla trasmissione delle variazioni di prezzo dal petrolio ad altri derivati, soprattutto alla benzina. In questi ultimi viene molto spesso usato il modello dinamico a forma ridotta che prevede l'utilizzo dell'approccio *error correction*, sia in un framework multivariato sia in uno *single-equation*. L'ipotesi che sicuramente è stata oggetto di numerosi studi è quella relativa alla presenza di asimmetria (*Rockets and Feathers hypothesis*). Come già accennato, per asimmetria si intende una diversa risposta del prezzo del bene a seconda che si verifichino variazioni positive o negative del prezzo dell'input. Questa ipotesi deriva dalla convinzione, radicata nei consumatori, che il prezzo della benzina aumenti velocemente in seguito a shock positivi del prezzo del greggio, e che diminuisca molto lentamente in seguito a variazioni negative del prezzo petrolio.

In uno dei primi studi sull'argomento, Borenstein, Cameron, & Gilbert (1997) utilizzano un ECM asimmetrico per testare tale ipotesi nel mercato statunitense nel periodo 1986-1992. Essi utilizzano prezzi con periodicità di 15 giorni. Le loro conclusioni confermano la presenza di asimmetria nell'aggiustamento dei prezzi della benzina a variazioni del prezzo del petrolio. Essi, inoltre, indagano sull'origine di tale asimmetria, ripercorrendo la catena di distribuzione della benzina.

Anche Bachmeier & Griffin (2003) testano l'ipotesi di asimmetria, effettuando l'analisi con prezzi giornalieri relativi ad un periodo più ampio (02/1985-11/1998), Essi stimano un modello ECM simmetrico e lo confrontano con quello di Borenstein, Cameron, & Gilbert (1997). Essi, inoltre, effettuano un test di Wald sul modello

simmetrico e concludono confermando la validità del loro modello, affermandone la migliore capacità di produrre previsioni out-of-sample rispetto al modello asimmetrico di Borenstein, Cameron, & Gilbert (1997).

La letteratura relativa all'asimmetria nel meccanismo di trasmissione dei prezzi del petrolio al prezzo delle benzine è trattata in maniera più esaustiva in Grasso & Manera (2005) che, inoltre, effettuano un confronto tra tre modelli (*asymmetric ECM*, *autoregressive threshold ECM* e *ECM con threshold cointegration*) applicati ai mercati della benzina in diversi Paesi Europei. Tutti e tre i modelli confermano l'asimmetria nel meccanismo di trasmissione.

Per quanto riguarda invece l'etilene, input fondamentale per la polimerizzazione del Polietilene in tutte le sue forme, Masih, Algahtani, & De Mello (2010) studiano la relazione col petrolio, utilizzando l'approccio strutturale di Pesaran & Shin (2002). Essi utilizzano dati mensili riferiti al periodo 01/2000-04/2006, in 3 diverse Macro-Regioni (Europa Nord-Occidentale, Mediterraneo ed Estremo Oriente). Inizialmente indagano sulla presenza di cointegrazione, utilizzando il test di Johansen; successivamente costruiscono un VECM per capire la *Granger-causalità* e infine, attraverso la scomposizione della varianza, definiscono la relativa endogeneità o esogeneità delle variabili oggetto di studio. I risultati indicano che vi è cointegrazione tra il prezzo del petrolio (WTI) e il prezzo dell'etilene a livello regionale; inoltre, il prezzo del petrolio risulta essere debolmente esogeno, mentre il prezzo dell'etilene endogeno in alcune regioni (Europa Nord-Occidentale e Paesi del Mediterraneo) ed esogeno in altre (Estremo Oriente). Ciò è probabilmente dovuto, secondo gli autori, alla crescente domanda di etilene in Cina e Corea del Sud.

3. Descrizione dei dati e software

L'analisi si basa sulle serie storiche dei prezzi del petrolio greggio e delle seguenti plastiche: polipropilene (PP), polivinilcloruro (PVC), polietilentereftalato (PET), polietilene ad alta densità (Hdpe) e polietilene a bassa densità (Ldpe). Tutti i prezzi sono espressi in Euro per Tonnellata (€/Ton) e sono elaborati da STUDIABO, in base ai dati EUROSTAT, aggregando le dichiarazioni dei flussi doganali dei 28 Paesi UE. L'indice di produzione mondiale riferito al settore manifatturiero è costruito da STUDIABO in base ai dati della Banca Mondiale che si riferiscono agli indici di produzione industriale di più di 50 Paesi.

Il tasso di cambio è espresso come unità di valuta straniera che si riceve in cambio di 1Euro (USD/EUR). La serie storica del tasso di cambio, così come quelle relative ai prezzi e all'indice IPI, ha periodicità mensile e proviene da PRICEPEDIA.

Per approfondimenti sul progetto PRICEPEDIA e su come sono stati ricavati i prezzi doganali in maniera più specifica, si rimanda al sito web di PRICEPEDIA <https://www.pricepedia.it/>.

L'indice di incertezza è costruito in base alla presenza sui principali quotidiani europei di notizie relative all'incertezza sulle politiche economiche. Per approfondimenti su come viene costruito si rimanda a (Baker, Bloom, & Davis, 2016). Anche la serie storica dell'indice Epu è su base mensile e i dati ad esso riferiti provengono da policyuncertainty.com.

L'indice Ipi e l'indice Epu sono utilizzati per costruire due nuove variabili: una chiamata MER (come mercato) e una chiamata EXPECT (aspettative). Esse sono costruite rapportando l'indice di riferimento alla propria media mobile a 12 mesi. MER è una proxy che permette di capire quando c'è pressione da parte della domanda sull'offerta (entrambe riferite alle materie prime): l'indice Ipi può essere considerato come la domanda di materie prime, mentre, la sua media mobile a 12 mesi rappresenta l'offerta di materie prime che si aggiusta gradualmente in funzione della domanda. Quando l'indice è maggiore di 1, vuol dire che c'è eccesso di

domanda; quando l'indice è inferiore a 1 vuol dire che c'è eccesso di offerta (o depressione della domanda).

Per quanto riguarda EXPECT, essa può essere interpretata come una proxy delle aspettative di incertezza futura: quando la variabile è maggiore di uno essa indica che gli operatori hanno aspettative di incertezza relativamente alta, quando è minore di uno, vuol dire che ci si aspetta meno incertezza.

L'analisi si riferisce al periodo compreso tra gennaio 2001 e novembre 2019. Tutte le variabili appena descritte sono state trasformate in logaritmi naturali, eccetto gli indici MER ed EXPECT.

Per effettuare l'analisi è stato utilizzato il linguaggio di programmazione *Python 2.7.16*, con interfaccia *IPython 5.8*, con i relativi pacchetti *statsmodels* (analisi statistica), *pandas* e *numpy* (organizzazione dei dati) e *matplotlib* (parte grafica).

4. Considerazioni teoriche e costruzione del modello

4.1 Teoria economica

Nella teoria economica la trasmissione dei costi (cost pass-through) si riferisce a come i costi degli input di produzione si trasferiscono al prezzo del bene finale e deriva dalla teoria sull'incidenza delle tasse. Il meccanismo di trasmissione può dipendere dalla struttura e dalle interazioni di mercato per i beni considerati.

Prendiamo ad esempio un mercato perfettamente concorrenziale, in cui la curva inversa di domanda di un bene sia inclinata verso il basso e la curva inversa dell'offerta per lo stesso bene sia inclinata verso l'alto. Ipotizzando che aumentino i costi di produzione (o venga introdotta una tassa sulle vendite), si ha uno spostamento verso l'alto della curva di offerta. Il prezzo di equilibrio (al punto in cui incrocia domanda e offerta) è più alto rispetto al precedente e la quantità prodotta è inferiore. Di quanto più alto dipenderà dall'elasticità relativa della curva di domanda e di quella di offerta (curvatura): se ad esempio la domanda è più elastica rispetto all'offerta, la trasmissione del costo al prezzo finale sarà bassa: intuitivamente si può pensare a dei consumatori che hanno la possibilità di sostituire il bene che costa di più con uno che costa meno; se invece l'offerta è più elastica rispetto alla domanda (o la domanda è più inelastica), la trasmissione del costo al prezzo sarà più alta, poiché i consumatori sono disposti o costretti a comprare quel bene anche se il prezzo aumenta. Se la curva di offerta è perfettamente elastica o la curva di domanda è perfettamente inelastica, il costo si trasmetterà completamente al prezzo.

In un mercato in cui opera un monopolista, il pass-through dipende dalla curvatura della curva di domanda e dalla natura dei costi marginali del monopolista. Con costi marginali costanti il pass-through dipende dal rapporto tra l'inclinazione della curva di domanda e l'inclinazione della curva dei ricavi marginali. Se la domanda è lineare allora il costo si trasferisce al prezzo del 50%. Se ipotizziamo una domanda convessa o concava, il tasso di pass-through può rispettivamente aumentare (addirittura sopra il 100%) o diminuire.

Se da una parte monopolio e concorrenza perfetta rappresentano i casi limiti del trasferimento dei costi, dall'altra l'oligopolio è il caso più complesso, poiché la trasmissione dipende da fattori come l'interazione tra imprese, il grado di differenziazione dei beni e il grado di concentrazione del mercato. In generale, però, vale che la curvatura della curva di domanda determina un trasferimento maggiore (se convessa) o minore (se concava); il trasferimento dei costi è maggiore quanto più intensa è la concorrenza nel mercato; quando i costi marginali non sono costanti, il trasferimento dipende dalla relativa elasticità di offerta e domanda.

Il trasferimento dei costi, inoltre dipende dall'interazione verticale tra le imprese a monte e a valle della catena di produzione e più intermediari ci sono lungo la catena distributiva, più alto è il rischio di doppia marginalizzazione.

4.2 Teoria econometrica

Le serie storiche delle variabili sono modellate da processi stocastici. Un processo stocastico è un insieme di T variabili casuali $\{X_t\}$ dove $t = 0, 1, 2, \dots, T$ (con $T = +\infty$) che rappresenta l'evoluzione di un fenomeno nel tempo. Le variabili casuali in questione sono, perciò, legate tra loro dal fatto di rappresentare il medesimo fenomeno economico in tempi diversi. Una caratteristica delle serie storiche che rappresentano variabili macroeconomiche è la persistenza: un processo stocastico si dice persistente quanto più l'osservazione del fenomeno oggi dipende dall'osservazione di ieri.

È importante che un processo stocastico soddisfi due proprietà: la stazionarietà (almeno debole) e l'ergodicità, affinché si possa fare inferenza su di esso. La stazionarietà riguarda le caratteristiche dei momenti del processo che devono essere finiti: più specificamente, si parla di stazionarietà debole se tutte le variabili casuali doppie hanno momenti primi e secondi (anche quelli incrociati) costanti nel tempo e indipendenti da esso (anche se possono dipendere dalla distanza tra le variabili casuali). L'ergodicità invece è una proprietà che ci permette di circoscrivere la memoria del processo stocastico: un processo è ergodico se due osservazioni lontane

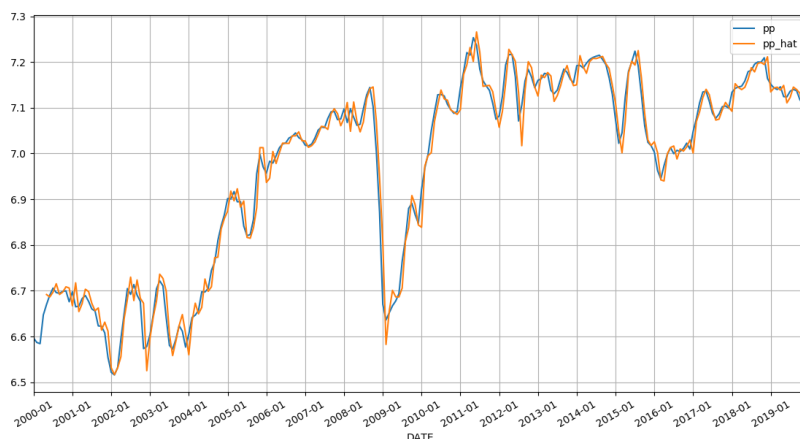
nel tempo possono essere considerate indipendenti. Inoltre, “se un processo è ergodico, l’osservazione di una sua realizzazione ‘abbastanza lunga’ è equivalente, ai fini inferenziali all’osservazione di un gran numero di realizzazioni” (Lucchetti, 2015).

In questo lavoro, si ipotizza che le serie storiche dei prezzi e delle altre variabili siano dei processi AR(p). Tali processi sono detti *AutoRegressivi* di ordine p, e sono del tipo:

$$X_t = \alpha + \beta * X_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Questo è un processo AR(1) poiché alla destra dell’uguale abbiamo la variabile X ritardata di un solo periodo (l’ordine dei ritardi p è 1). Ciò vuol dire che il livello della variabile X al tempo t è una funzione lineare della variabile X al tempo t-1, più un elemento di disturbo. ϵ_t è un processo stocastico definito come white noise in quanto si assume che abbia media zero, varianza finita e autocorrelazione uguale a 0. Esso denota uno shock, ovvero un’innovazione non correlata con X_{t-1} . α è una costante e β determina la memoria del processo stocastico, ovvero il legame tra l’osservazione al tempo t e quella al tempo t-1. Quando è uguale a 1, β è definita come radice unitaria e il processo stocastico in questione è persistente o non stazionario.

Si considera adesso la serie storica del prezzo del Polipropilene in logaritmi naturali e si ipotizza che sia meglio rappresentato da un AR. L’ordine dei ritardi viene scelto affinché i residui non siano autocorrelati. Per il PP, l’ordine è, dunque pari a quattro.



Nel grafico sopra si può notare come il modello AR(4) ricalchi la serie storica del prezzo considerato.

Dall'osservazione del grafico della serie storica in questione, così come quelli di tutte le serie storiche qui considerate (vedi Appendice A.1), si denota una persistenza accentuata. In generale, la stazionarietà permette di estendere i metodi inferenziali utilizzati per i dati cross-section alle serie storiche. Tuttavia, le serie storiche sono molto spesso contraddistinte, come in questo caso, da una elevata persistenza. Per ovviare a questa difficoltà, spesso le serie vengono differenziate in modo da ottenere dei processi stazionari; si dice allora che i processi stocastici sono I(1) ovvero integrati del primo ordine. Così facendo però, viene studiato il comportamento dei tassi di crescita delle variabili e non i livelli.

Un altro modo per poter fare inferenza sui processi non stazionari è quello di considerare la relazione che intercorre tra più processi stocastici. A questo scopo è necessario introdurre il concetto di cointegrazione: due processi stocastici I(1) sono detti cointegrati se una loro combinazione lineare è I(0).

Ipotizziamo che due processi stocastici y_t e x_t , entrambi I(1), siano caratterizzati da una componente stazionaria e da una non stazionaria. Se i due processi sono cointegrati, vuol dire che sono caratterizzati da un trend stocastico comune e una loro combinazione lineare permette di eliminare la componente stocastica. Tale combinazione risulta allora I(0).

Engle e Granger (1987) hanno sviluppato un approccio che, partendo da due processi stocastici I(1) cointegrati, permette di rappresentare la relazione fra i processi con una specificazione che includa il meccanismo di correzione dell'errore (ECM). In questo modo è possibile avere sia una relazione di equilibrio tra i processi in questione, e sia capire come tali processi si aggiustano in seguito a shock che li distolgono dal loro sentiero di equilibrio.

4.3 Procedura di Engle e Granger e Modello

Come già accennato, la tesi vuole approfondire come il prezzo delle plastiche sia influenzato dalle variazioni del prezzo del petrolio e delle variabili macroeconomiche sopra descritte. La relazione tra le variabili verrà analizzata attraverso la procedura a due step di Engle & Granger (1987).

Prima di iniziare la procedura vera e propria, si verifica, quindi, che le variabili siano effettivamente I(1), attraverso dei test di Dickey-Fuller (DF o ADF), la cui ipotesi nulla è la presenza di radici unitarie. Se questa viene rifiutata, si ha una variabile che è meglio rappresentata da un processo I(0). In fase preliminare, è utile osservare i correlogrammi delle variabili in livelli e in differenze prime, che forniscono un ulteriore strumento di approfondimento della natura delle variabili e permettono di avere un'idea relativa alla persistenza del processo stocastico rappresentato.

Successivamente, attraverso una regressione OLS, viene stimata la relazione statica di cointegrazione tra le variabili (2):

$$y_t = \alpha + \beta_1 * x_{1t} + \beta_2 * x_{2t} + \dots + \beta_n * x_{nt} + u_t \quad (2)$$

Per verificare l'esistenza di cointegrazione, viene effettuato un test di Dickey-Fuller sui residui della regressione statica: se essi risultano stazionari, allora le variabili sono cointegrate ed è possibile riscrivere la relazione secondo una specificazione ECM, includendo anche la dinamica delle variabili. La specificazione ECM così formulata conterrà soltanto elementi I(0).

La stima del modello ECM verrà effettuata attraverso un'altra regressione OLS, in cui compaiono il meccanismo di correzione dell'errore (3) (i residui della regressione statica ritardati di un lag) e le variabili in differenze prime con i rispettivi ritardi. L'ordine dei ritardi dei modelli viene scelto considerando la periodicità dei dati, in base alla significatività degli stessi e in modo che i residui della (4) non siano autocorrelati.

Error correction mechanism:

$$\hat{u}_t = y_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 * x_{1t} + \hat{\beta}_2 * x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_n * x_{nt}) \quad (3)$$

Relazione dinamica:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p_y} a_i * \Delta y_{t-i_1} + \sum_{j=0}^{p_{x_1}} b_{1j} * \Delta x_{1t-j} + \dots + \sum_{l=0}^{p_{x_n}} b_{nl} * \Delta x_{nt-l} + \theta * \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (4)$$

y è il log-prezzo della plastica considerata e x_i (per $i=1, 2, \dots, n$) corrisponde alle variabili esogene. I β_i rappresentano gli effetti di lungo periodo che le variabili X hanno sul prezzo della plastica Y . Occorre sottolineare che gli stimatori dei β stimati dalla regressione OLS godono della proprietà di superconsistenza.

Nella (4) il simbolo Δ rappresenta l'operatore differenza prima, le a rappresentano gli effetti di breve periodo, provocati da shock nella variabile dipendente e i b sono gli effetti di breve periodo provocati da shock nelle variabili esogene. Infine, θ rappresenta la velocità di aggiustamento periodale di y verso il proprio valore di equilibrio.

5. Analisi Empirica

5.1 Stazionarietà delle variabili

Tabella 1 Test di Dickey-Fuller

Variabile	Statistica	p-value	Augmentation	Nucleo Deterministico
<i>Log-Prezzi</i>				
greggio	-2,1215	0,236	1	costante
pp	-1,8363	0,3626	3	costante
pvc	-2,071	0,2564	6	costante
pet	-3,5909	0,0059	11	costante
hdpe	-1,7001	0,4311	3	costante
ldpe	-2,0102	0,2821	2	costante
usdeur	-1,0017	0,2874	1	senza costante
<i>Indici</i>				
MER	-0,1373	0,6368	12	senza costante
EXPECT	-0,6564	0,431	11	senza costante
<i>Differenze</i>				
<i>Prime</i>				
<i>Log-Prezzi</i>				
dgreggio	-9,1798	0	1	senza costante
dpp	-9,0976	0	2	senza costante
dpvc	-5,2582	0	9	senza costante
dpet	-3,3172	0,0009	10	senza costante
dhdpe	-9,9712	0	2	senza costante
dldpe	-9,9344	0	2	senza costante
dusdeur	-11,2914	0	0	senza costante
<i>Indici</i>				
dMER	-4,8212	0	12	senza costante
dEXPECT	-8,5389	0	10	senza costante

Prima di passare alla procedura EG, bisogna verificare che le variabili siano effettivamente I(1). Si effettuano, perciò, i test di Dickey-Fuller (Dickey & Fuller,

1979) sulle variabili in log-livelli. Il ritardo massimo è dettato dalla periodicità mensile dei dati, perciò è stato posto uguale a 12.

I valori critici dei test ADF sono basati su MacKinnon (2010) e sono riportati in appendice.

Per le variabili che rappresentano i prezzi è stato scelto un nucleo deterministico composto da costante. Per gli indici MER ed EXPECT e per il tasso di cambio, invece, il test è stato condotto senza nessuna costante

Dai test ADF, troviamo che le variabili in log-livelli sono $I(1)$. Il test rifiuta l'ipotesi di non stazionarietà per il prezzo del Pet che, per questo motivo, verrà escluso dalla procedura di Engle e Granger.

Per quanto riguarda le differenze prime, il test rifiuta l'ipotesi nulla di radice unitaria per tutte le variabili ad un livello di significatività del 99%.

Considerando l'esito del test ADF e i correlogrammi presenti in Appendice A.3, si arriva alla conclusione che tutte le variabili (eccetto *pet*) possono essere considerate come fossero processi $I(1)$.

5.2 Regressione statica

A questo punto, si può procedere con il primo step della procedura EG, ovvero le regressioni OLS della relazione (2). I prezzi delle plastiche vengono regredite sul prezzo del petrolio greggio, sugli indici MER ed EXPECT e sul tasso di cambio, considerando le variabili al tempo t .

Essendo un indice legato all'incertezza, ci si aspettava che il coefficiente ad esso riferito fosse negativo (prezzi correlati negativamente con l'incertezza). In realtà, dalle stime effettuate risulta un coefficiente positivo e per questo motivo si è pensato che fosse dovuto ad una possibile relazione con l'indice MER. Perciò, sono state effettuate delle regressioni in cui comparivano alternativamente MER o EXPECT: l'indice MER risulta ancora significativo, mentre EXPECT non significativo. Vengono perciò considerate soltanto le regressioni con MER.

Prima, però, vengono presentati i risultati dei test ADF sui residui. i test sono stati effettuati senza considerare alcuna componente deterministica e con un numero di ritardi scelto in base al criterio AIC. Come si evince dalle statistiche del test, i residui della regressione di cointegrazione sono stazionari.

Tabella 2: Test di cointegrazione

<i>Modelli</i>	pp	pvc	hdpe	ldpe
<i>Test-statistic</i>	-3,1932	-3,2604	-3,0049	-2,9175
<i>P-value</i>	0,0014	0,0011	0,0026	0,0035
<i>Used lag</i>	2	3	3	2
<i>N. Obs</i>	224	223	235	224

Le relazioni di cointegrazione trovate sono quattro e si riferiscono ai prezzi del Polipropilene, del Policloruro di vinile (Pvc), del Polietilene sia ad alta che a bassa densità (rispettivamente Hdpe ed Ldpe).

Per tutte le plastiche il petrolio ha un effetto di lungo periodo. Per il PP, l'Hdpe e l'Ldpe, l'effetto di lungo periodo derivante dal prezzo del petrolio è di circa 0,45, mentre per il Pvc è di 0,26: ciò rappresenta l'elasticità nel lungo periodo del prezzo della plastica rispetto al prezzo del petrolio; ad esempio un aumento dell'1% del prezzo del petrolio si traduce in un aumento del prezzo del PP pari allo 0,445%, allo 0,467% per l'Hdpe e allo 0,451% per l'Ldpe.

Per quanto riguarda invece la variabile MER (espressa in livelli), la relazione è significativa per tutte le plastiche eccetto l'Hdpe. I coefficienti sono positivi e indicano l'elasticità di lungo periodo delle plastiche rispetto al rapporto tra domanda e offerta. Se ad esempio MER aumentasse dell'1%, il prezzo del PP aumenterebbe dell' 1,13%: ciò, di fatto, indicherebbe una domanda maggiore (o un'offerta minore) e spingerebbe il prezzo del PP ad un aumento più che proporzionale. L'effetto di MER è inferiore ad 1 per il Pvc (0,8287).

Tabella 3: Coefficienti di lungo periodo

Stimatori	MODELLI			
	pp	pvc	hdpe	ldpe
$\hat{\alpha}$	3,2222 (0,280)	4,3241 (0,231)	4,2678 (0,123)	3,3035 (0,359)
$\hat{\beta}_{greggio}$	0,4447 (0,015)	0,2610 (0,013)	0,4670 (0,022)	0,4514 (0,024)
$\hat{\beta}_{MER}$	1,1321 (0,276)	0,8287 (0,227)	-	1,0742 (0,338)
$\hat{\beta}_{usdeur}$	-	-	-0,2560 (0,063)	-0,1464 (0,073)

Il tasso di cambio dollaro/euro è risultato significativo nelle relazioni con l’Hdpe e l’Ldpe. Quando l’euro si apprezza rispetto al dollaro, i prezzi dell’Hdpe e dell’Ldpe diminuiscono. La relazione negativa, dunque, potrebbe indicare che il prezzo europeo di Hdpe ed Ldpe sia allineato a quello internazionale. Per il PP e il Pvc il discorso potrebbe essere simile, nel senso che il prezzo europeo, data la non significatività nella relazione del tasso di cambio, non risente dei prezzi internazionali e quindi il mercato europeo potrebbe essere visto come il mercato che fa il prezzo.

5.3 Specificazione dinamica

Si procede con la relazione dinamica che è strettamente legata a quella di lungo periodo appena vista.

Nella *Tabella 3* è stata riportata la stima della velocità di aggiustamento mensile θ . Il segno delle stime è negativo, come ci si aspettava, indicando la convergenza al prezzo di lungo periodo. Quando il prezzo mensile è maggiore rispetto a quello di equilibrio, si ha una variazione negativa del prezzo della plastica; viceversa quando

il prezzo mensile è minore rispetto a quello di equilibrio, si ha una variazione positiva.

Tabella 4: Coefficiente dell'Error Correction Term (ECT)

Velocità di aggiustamento	MODELLI			
	dpp	dpvc	dhdpe	dldpe
$\hat{\theta}$	-0,0857 (0,018)	-0,1297 (0,024)	-0,0659 (0,017)	-0,0524 (0,015)

Il prezzo del pvc è quello che si aggiusta più velocemente in seguito a disequilibrio periodale, poiché la stima del suo θ è pari a -0,1297. Le altre stime sono molto più basse e indicano una velocità di aggiustamento nettamente minore: la più bassa è quella dell'Ldpe (-0,0524).

Ossevando la *Tabella 4*, si può verificare come il prezzo delle plastiche si adatta agli shock del prezzo del petrolio:

Tabella 5: Coefficienti del breve periodo

Stimatori	MODELLI DINAMICI			
	dpp	dpvc	dhdpe	dldpe
\hat{a}_{t-1}	0,4676 (0,072)	0,4134 (0,060)	0,3825 (0,069)	0,5997 (0,061)
\hat{a}_{t-2}	-	-	-	-0,2961 (0,057)
$\hat{b}_{greggio,t}$	0,1660 (0,034)	0,1247 (0,036)	0,1138 (0,035)	0,14 (0,037)
$\hat{b}_{greggio,t-1}$	-	-	0,1444 (0,034)	0,1101 (0,037)
$\hat{b}_{MER,t}$	0,7068 (0,231)	-	-	0,826 (0,285)

si può notare come tutte le plastiche reagiscano nell'immediato agli shock del prezzo del petrolio, sebbene in maniera differente: il PP varia dello 0,1660% in seguito ad una variazione dell'1% del prezzo del greggio (effetto immediato più alto tra tutte le plastiche considerate), mentre il pvc varia dello 0,1247% per una stessa variazione del greggio. La risposta dei prezzi dell'Hdpe e dell'Ldpe è diversa dalle altre due plastiche, poiché l'effetto immediato è una variazione rispettivamente dello 0,11% e dello 0,14% (ad una variazione dell'1%). Tuttavia, hanno un effetto anche gli shock del periodo precedente (in questo caso rispettivamente 0,14% e 0,11%).

Dall'analisi effettuata sembra che gli shock dei prezzi del petrolio non si trasmettano in maniera completa ai prezzi delle plastiche: tuttavia, c'è da considerare che il petrolio non è l'unico input usato nella produzione delle termoplastiche e la trasmissione delle variazioni di prezzo va vista in funzione del peso che il petrolio ha nella struttura dei costi di produzione.

Per quanto riguarda l'effetto di breve periodo dell'indice di mercato, si ha che non è significativo per il Pvc e l'Hdpe. Tuttavia, si può notare l'impatto delle variazioni dell'indice su PP ed Ldpe. Se nel breve periodo l'indice aumentasse dell'1%, ciò comporterebbe una variazione del prezzo del PP pari allo 0,70% circa e del prezzo dell'Ldpe pari allo 0,82% circa.

È importante segnalare come le variazioni dei prezzi relativi ai periodi precedenti abbiano un impatto sul prezzo delle plastiche stesso, come se il prezzo continuasse ad aggiustarsi agli shock passati. Per l'Ldpe, lo shock del periodo precedente ha un effetto positivo sul prezzo, mentre lo shock di t-2 ha un effetto negativo. Ciò rileva una certa frenesia nell'aggiustamento, che viene ricalibrato nel periodo successivo: l'effetto della variazione a t-1 è, infatti, più alto rispetto a quello che hanno le altre plastiche.

6. CONCLUSIONI

In questa tesi abbiamo visto come i prezzi delle materie plastiche si modificano al variare del prezzo dell'input principale, ovvero il petrolio. Per fare ciò, è stata utilizzata la procedura a due step di Engle e Granger (1987) per processi stocastici non stazionari.

Dall'analisi effettuata abbiamo confermato che esiste una relazione di lungo periodo tra il prezzo delle principali plastiche (Polipropilene, Polivinilcloruro, Polietilene ad alta densità e Polietilene a bassa densità) e il prezzo del petrolio. Attraverso la specificazione dinamica ECM, abbiamo visto come i prezzi delle plastiche si aggiustano nel breve periodo in seguito a shock del prezzo del greggio: per tutti i polimeri termoplastici analizzati lo shock ha un effetto diretto immediato e, addirittura, per il prezzo dell'Hdpe e dell'Ldpe comporta delle variazioni anche nel periodo successivo a quello in cui si è verificato lo shock.

Anche la proxy del mercato è risultata significativa nella relazione di lungo periodo con le plastiche (tranne che con l'Hdpe): il prezzo di PP ed Ldpe rispondono agli shock del mercato immediatamente, mentre, nel caso del Pvc la relazione riguarda soltanto il lungo periodo. Il tasso di cambio è risultato significativo soltanto nelle relazioni di lungo periodo di Hdpe ed Ldpe, mentre la variabile relativa all'incertezza non ha effetti, nel campione studiato, con i prezzi delle plastiche.

In questo lavoro sono stati modellati soltanto i prezzi delle plastiche e si è ipotizzato che le variabili esplicative fossero esogene. Sarebbe interessante vedere in un contesto multivariato se i risultati qui ottenuti fossero ribaditi.

Ulteriori estensioni di questo lavoro potrebbero riguardare la relazione che intercorre tra le plastiche stesse, il meccanismo di trasmissione di altre materie prime e il grado di completezza del pass-through, a fronte del peso degli input nella struttura dei costi di produzione.

APPENDICI

A1. Grafici delle serie storiche

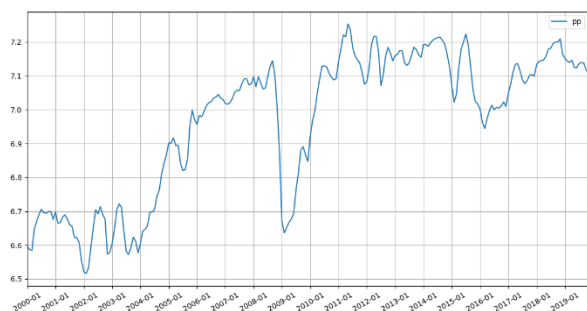


Figura 1: pp

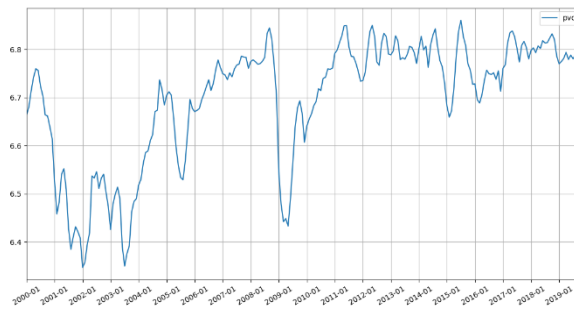


Figura 2: pvc

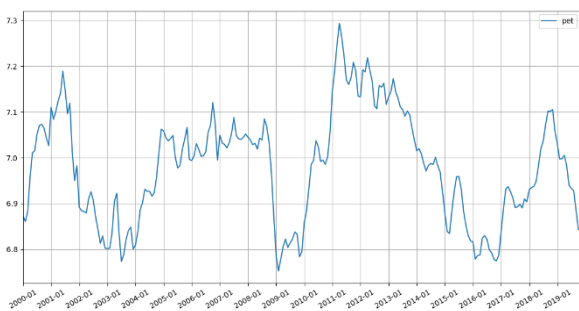


Figura 3: pet

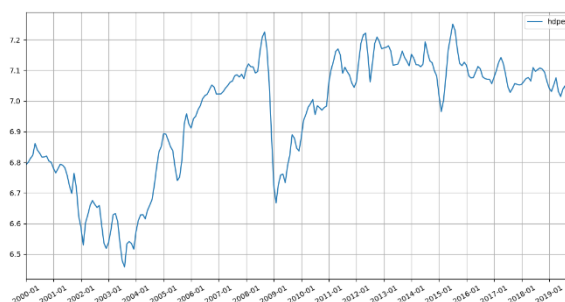


Figura 4: hdpe

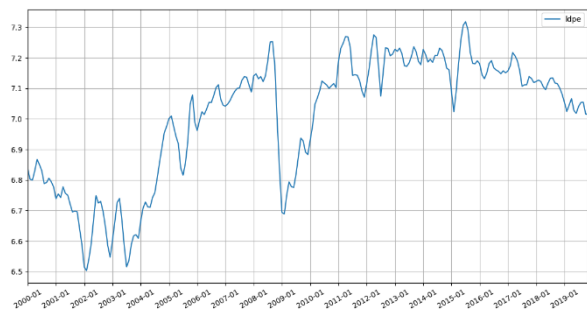


Figura 5: ldpe

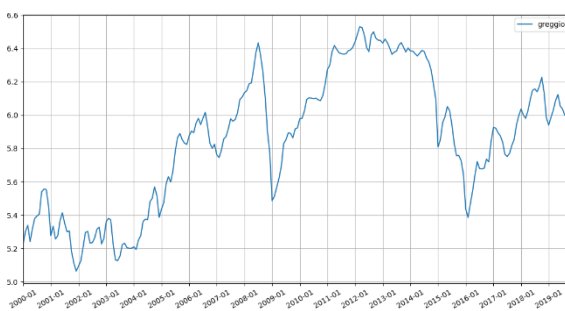


Figura 6: greggio

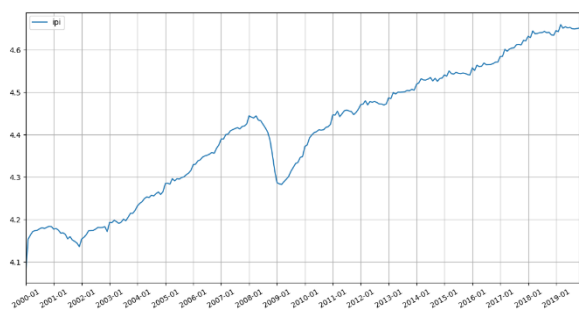


Figura 7: ipi

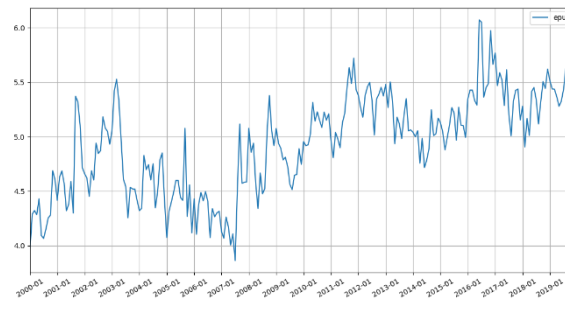


Figura 8: epu

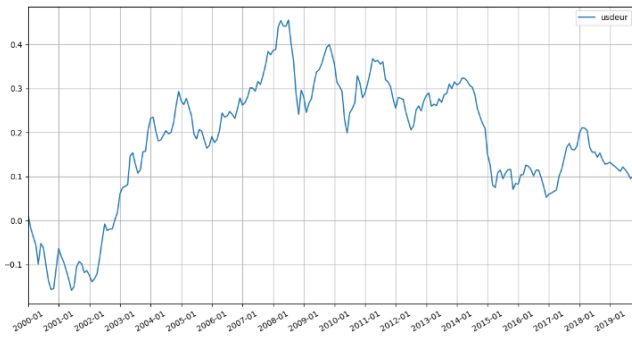


Figura 9: usdeur

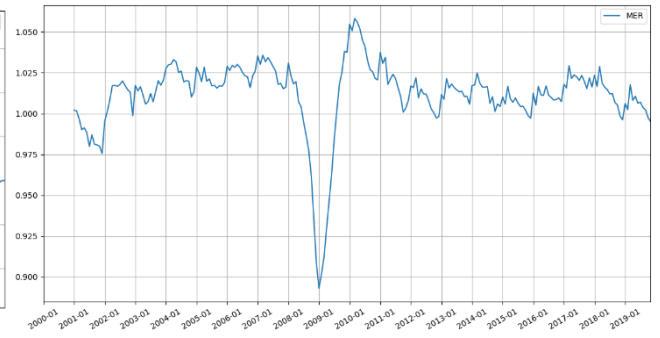


Figura 10: MER

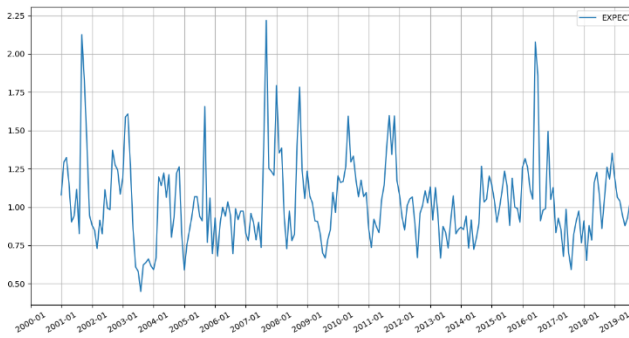


Figura 11: EXPECT

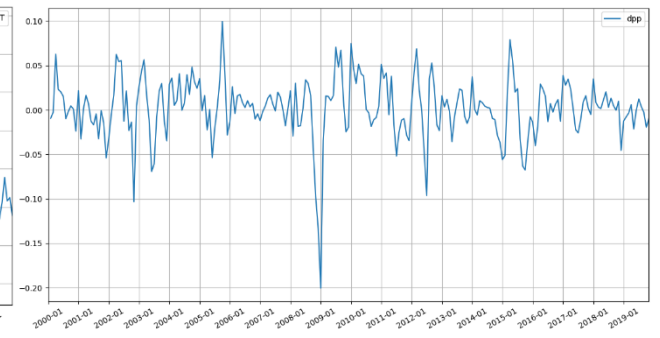


Figura 12: Differenza prima di pp

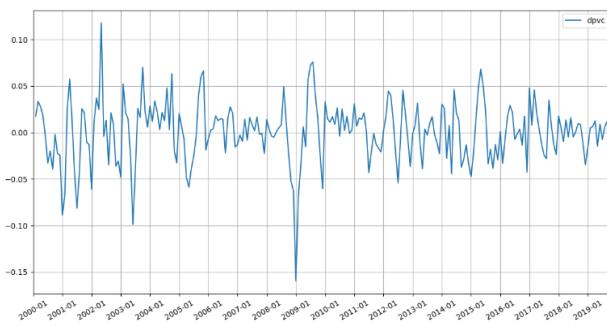


Figura 13: Differenza prima di pvc

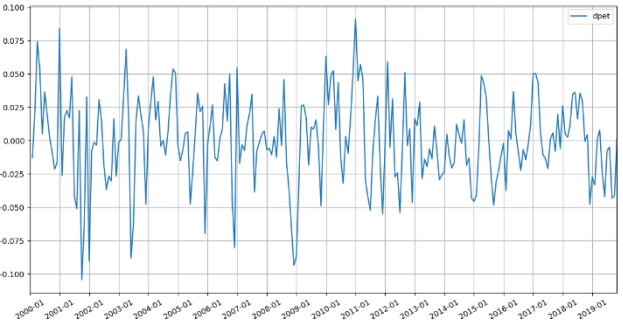


Figura 14: Differenza prima di pet

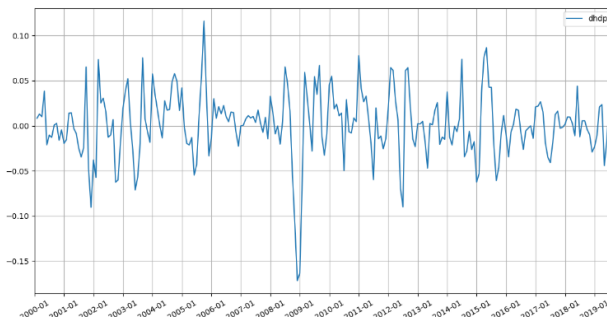


Figura 15: Differenza prima di hdpe

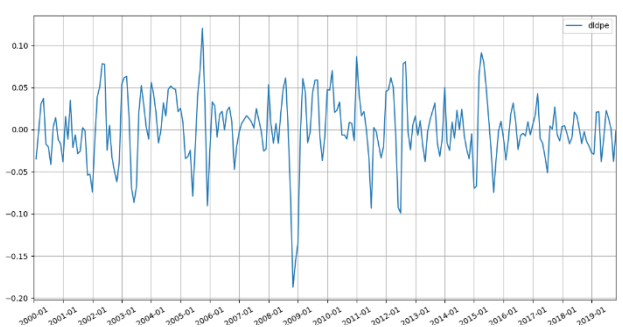


Figura 16: Differenza prima di ldpe

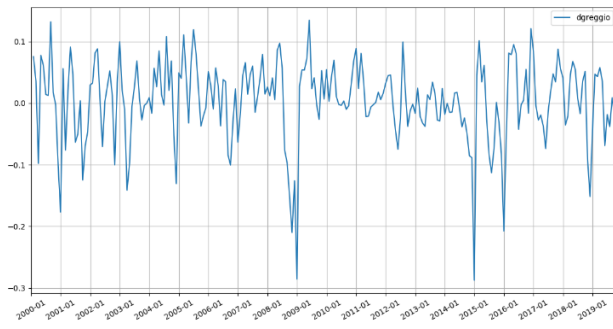


Figura 17: Differenza prima di greggio

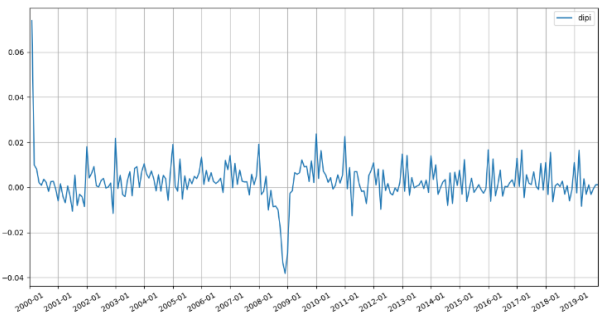


Figura 18: Differenza prima di ipi

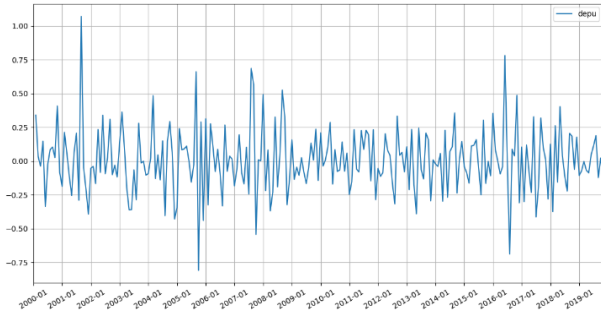


Figura 19: Differenza prima di epu

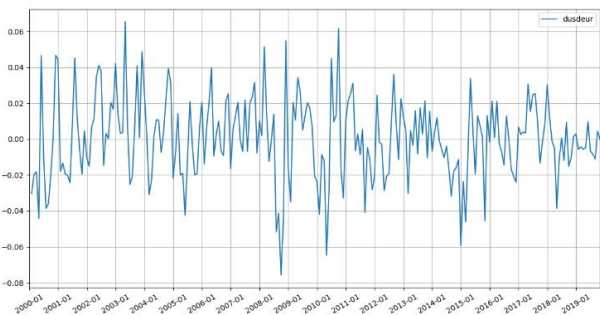


Figura 20: Differenza prima di usdeur

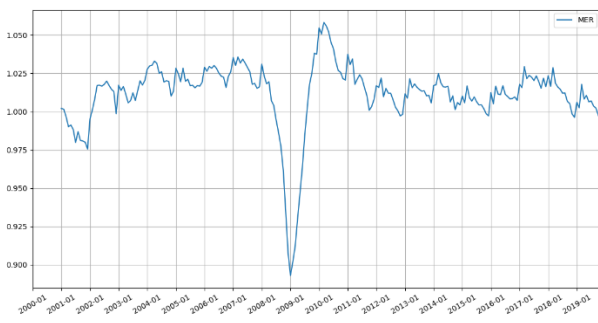


Figura 21: Differenza prima di MER

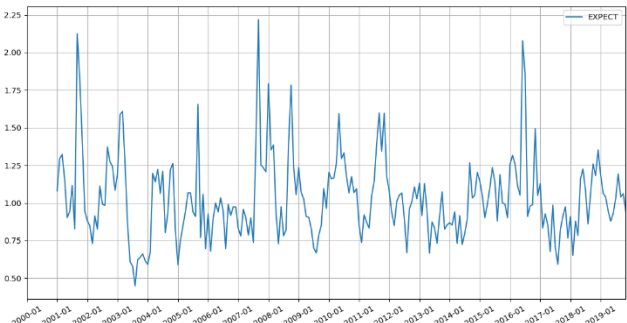
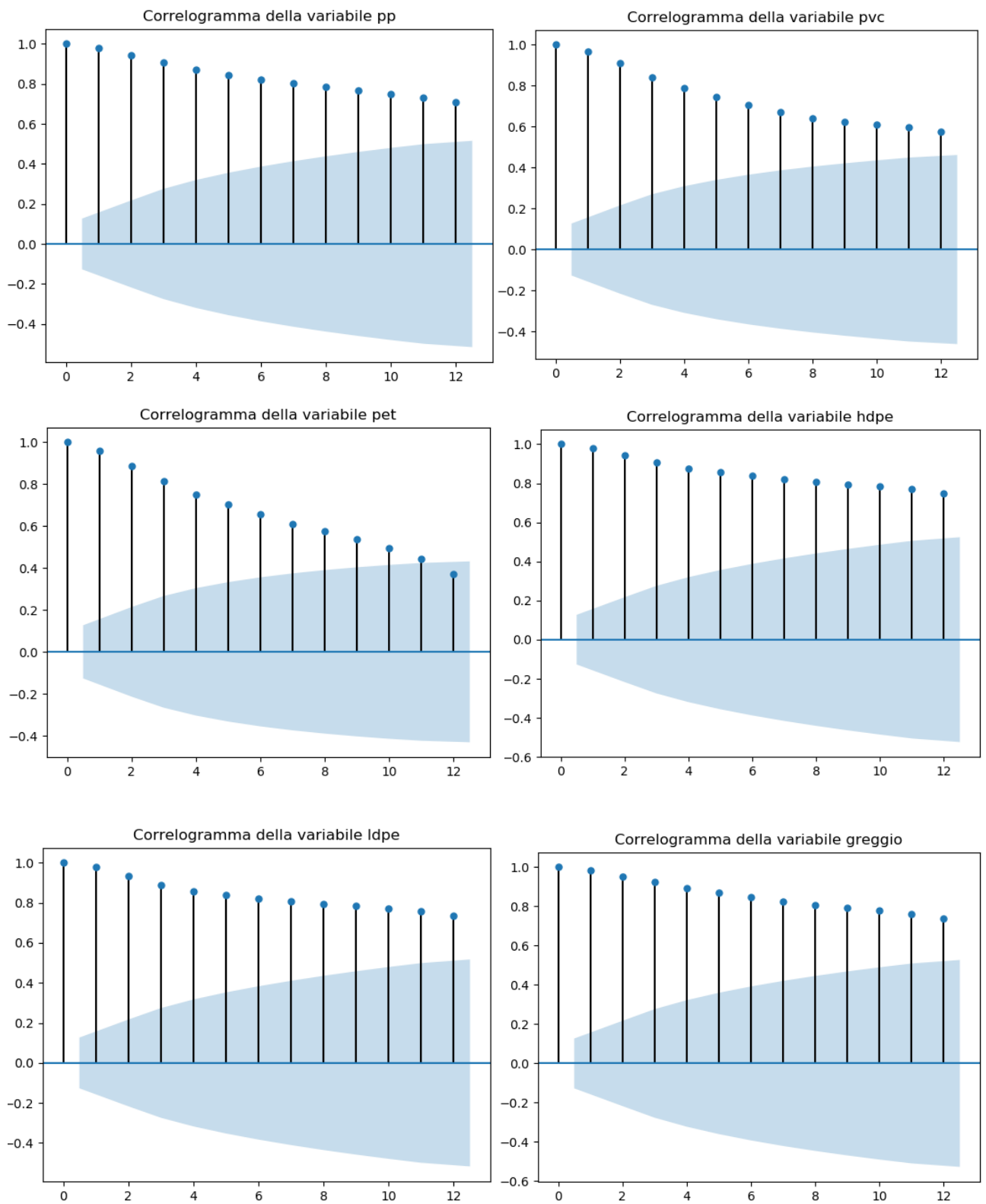
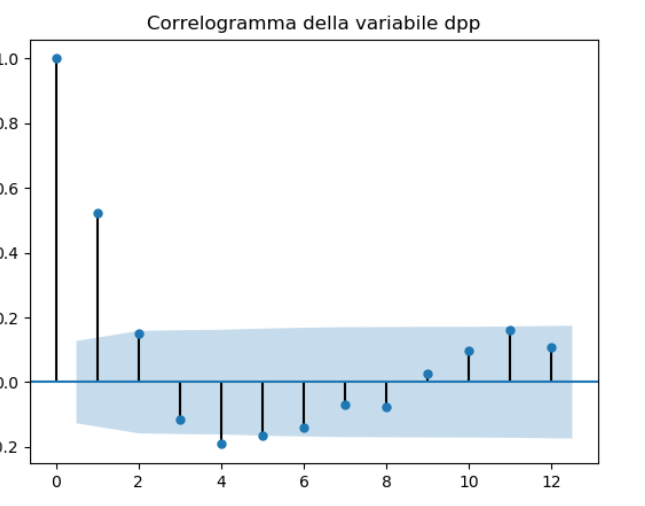
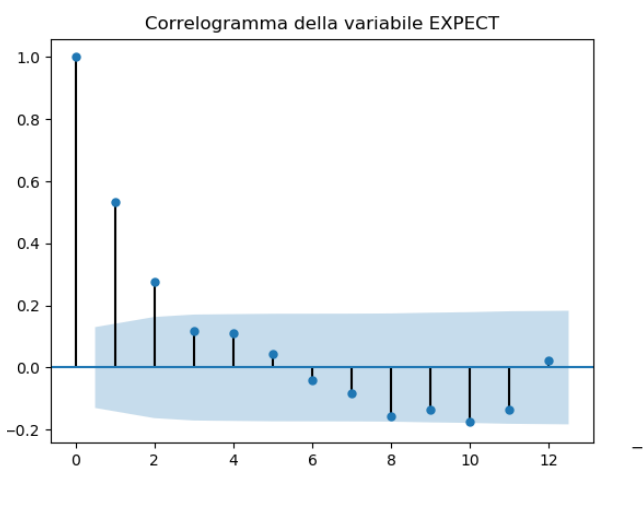
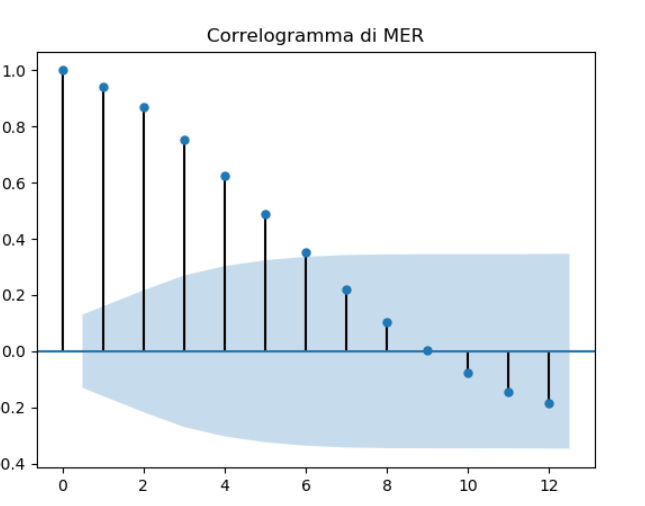
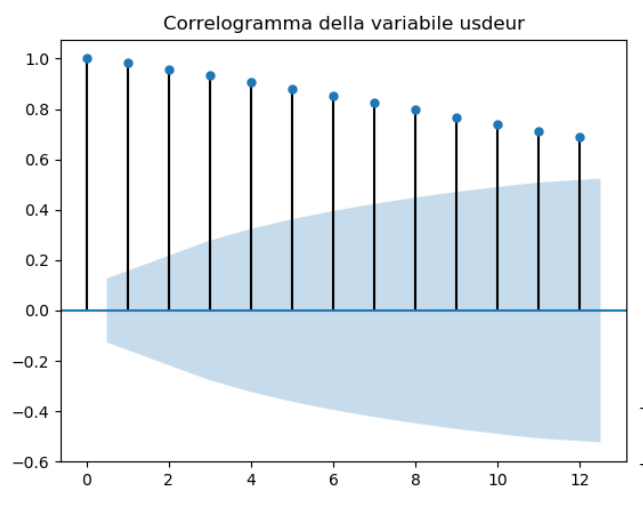
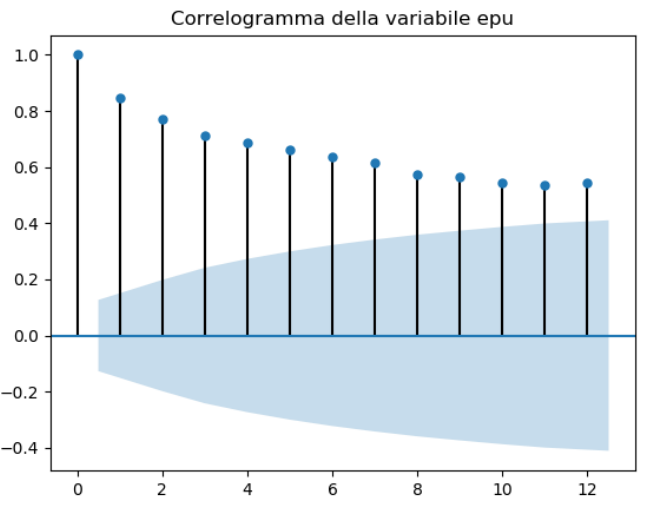
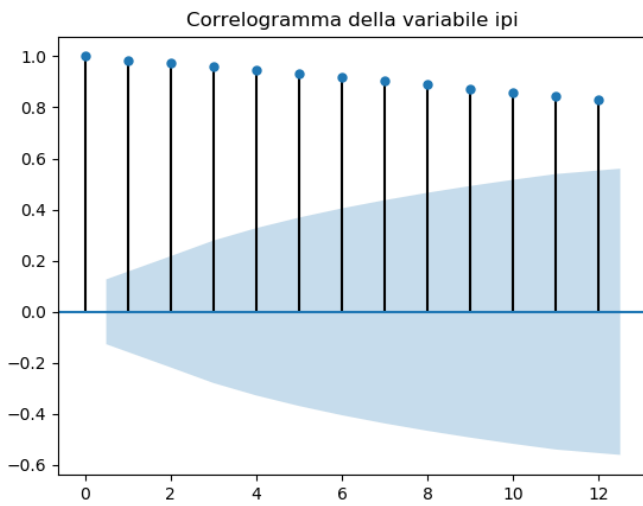


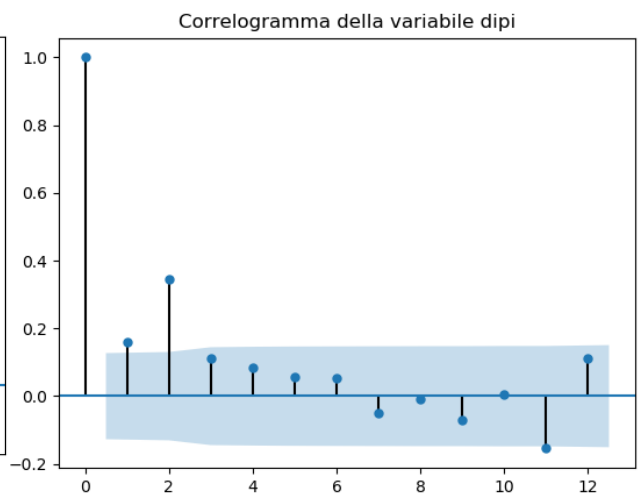
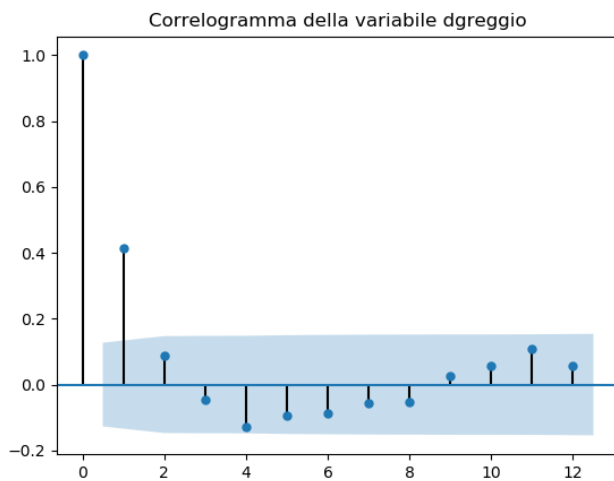
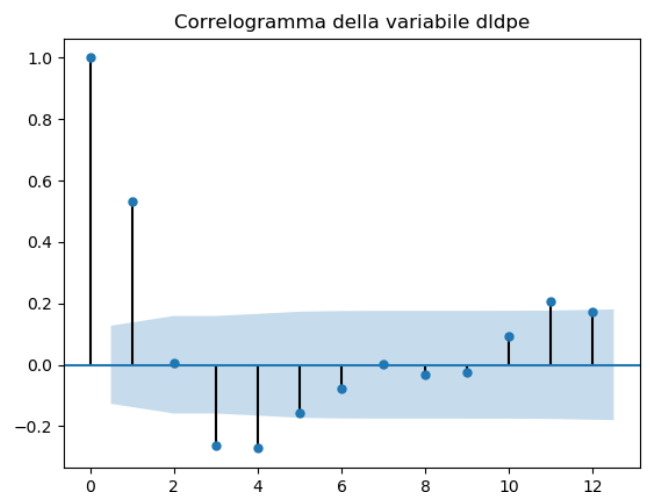
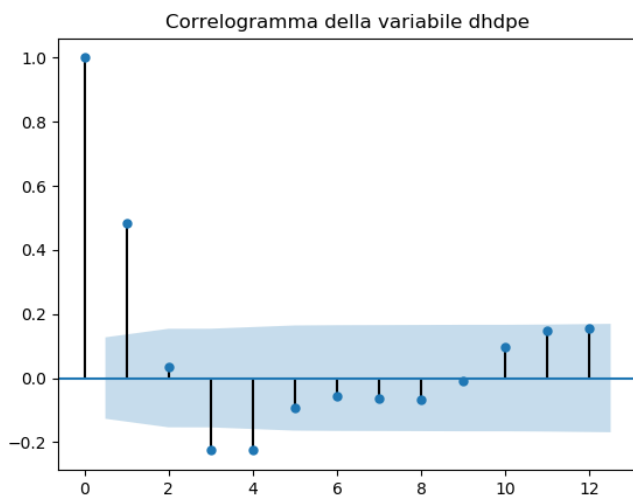
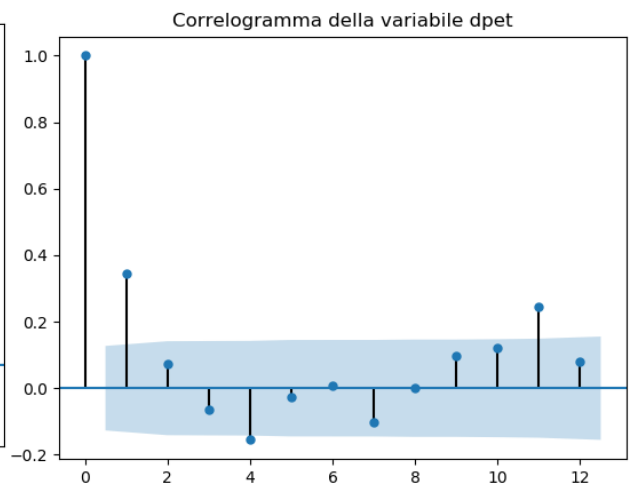
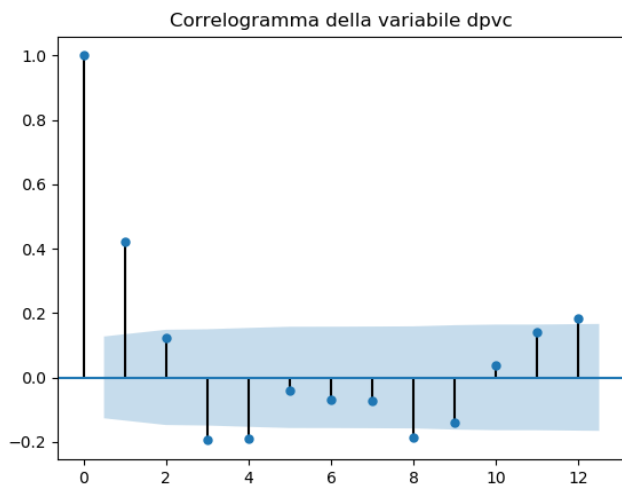
Figura 22: Differenza prima di EXPECT

A2. Correlogrammi

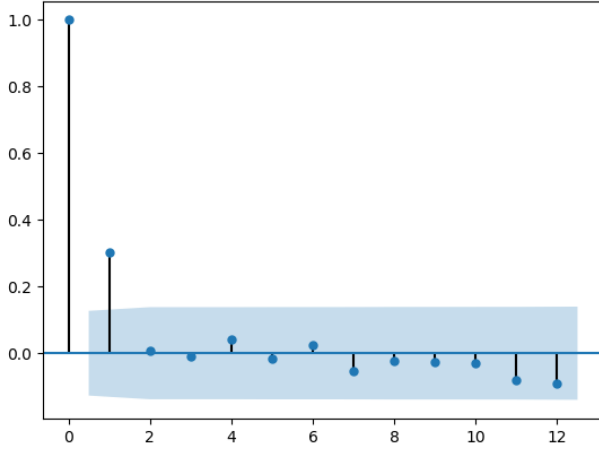
Vengono riportati i correlogrammi delle variabili in log-livelli e in differenze prime.



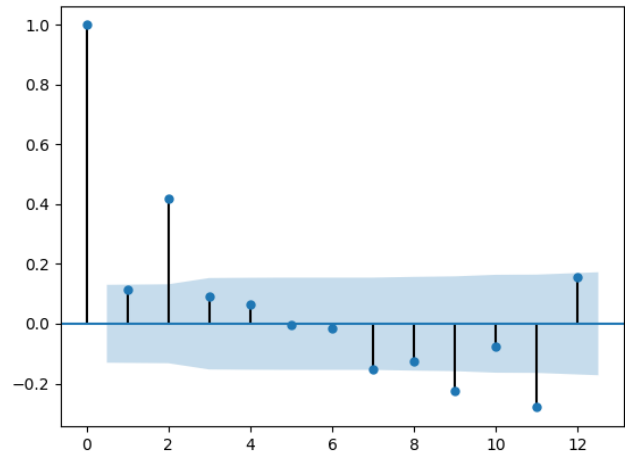




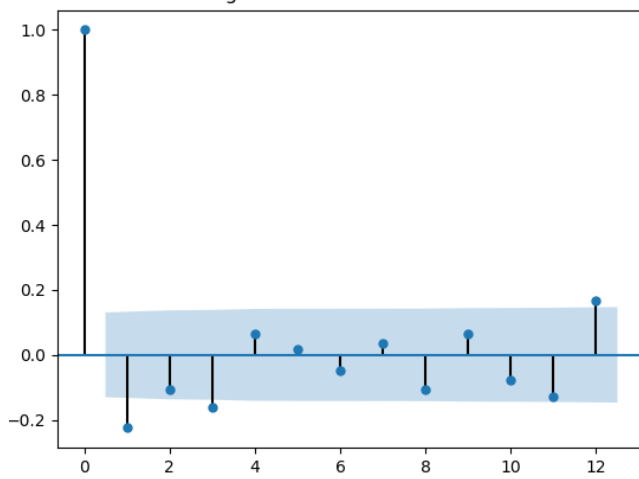
Correlogramma della variabile dusdeur



Correlogramma della variabile dMER



Correlogramma della variabile dEXPECT



A3. Statistiche descrittive

Tabella 6: Principali statistiche

Variabili (livelli)	Media	Me- diana	Dev. Std.	Min	Max	Asimme- tria	Curtosi
Greggio	377,13	363,21	145,49	158,28	685,34	0,35	-0,97
PP	1082,29	1147,09	212,57	675,94	1412,72	-0,47	-1,22
PVC	816,05	852,40	98,17	570,68	954,03	-0,91	-0,31
PET	1083,71	1090,09	130,22	856,70	1470,58	0,32	-0,49
Hdpe	1067,92	1138,14	193,33	637,80	1409,11	-0,53	-0,89
Ldpe	1124,62	1196,65	213,26	667,50	1507,11	-0,51	-0,95
Ipi	82,78	82,89	12,81	59,24	105,59	0,06	-1,15
Epu	152,38	146,29	67,79	47,69	433,28	0,91	1,47
UsdEur	1,21	1,23	0,17	0,85	1,58	-0,31	-0,43
MER	1,01	1,02	0,02	0,89	1,06	-2,50	9,96
EXPECT	1,03	0,99	0,28	0,45	2,22	1,28	3,03

Tabella 7: Correlazioni tra variabili in livelli

	Greggio	PP	PVC	PET	Hdpe	Ldpe	Mer	EXPECT	UsdEur
Greggio	1,00	0,85	0,73	0,61	0,80	0,79	0,13	-0,03	0,64
PP	0,85	1,00	0,90	0,45	0,94	0,94	0,24	0,02	0,52
PVC	0,73	0,90	1,00	0,41	0,91	0,91	0,24	0,02	0,45
PET	0,61	0,45	0,41	1,00	0,44	0,40	0,14	0,06	0,26
Hdpe	0,80	0,94	0,91	0,44	1,00	0,98	0,12	0,07	0,45
Ldpe	0,79	0,94	0,91	0,40	0,98	1,00	0,22	0,04	0,50
MER	0,13	0,24	0,24	0,14	0,12	0,22	1,00	-0,10	0,15
EXPECT	-0,03	0,02	0,02	0,06	0,07	0,04	-0,10	1,00	-0,09
UsdEur	0,64	0,52	0,45	0,26	0,45	0,50	0,15	-0,09	1,00

A4. Modelli ECM

1. Modello pp

Regressione di cointegrazione

OLS Regression Results

```
=====
Dep. Variable:          pp      R-squared:          0.803
Model:                 OLS      Adj. R-squared:     0.802
Method:                Least Squares  F-statistic:       457.7
Prob (F-statistic):    7.57e-80  AIC:               -440.6
Log-Likelihood:        223.32   BIC:               -430.4
No. Observations:     227      Df Residuals:      224
Df Model:              2        Covariance Type:   nonrobust
=====
```

```
=====
              coef      std err          t      P>|t|      [0.025      0.975]
-----
Intercept      3.2222      0.280      11.493      0.000      2.670      3.775
greggio         0.4447      0.015      29.021      0.000      0.415      0.475
MER             1.1321      0.276       4.100      0.000      0.588      1.676
=====
```

```
=====
Omnibus:          6.539      Durbin-Watson:      0.146
Prob(Omnibus):    0.038      Jarque-Bera (JB):   4.539
Skew:             0.205      Prob(JB):           0.103
Kurtosis:         2.442      Cond. No.           389.
=====
```

Stima del modello ECM

OLS Regression Results

```
=====
Dep. Variable:          dpp      R-squared:          0.506
Model:                 OLS      Adj. R-squared:     0.497
Method:                Least Squares  F-statistic:       31.81
Prob (F-statistic):    6.25e-21  AIC:               -1029.
Log-Likelihood:        519.39   BIC:               -1012.
No. Observations:     226      Df Residuals:      221
Df Model:              4        Covariance Type:   HC1
=====
```

```
=====
              coef      std err          t      P>|t|      [0.025      0.975]
-----
Intercept      0.0004      0.002       0.208      0.835      -0.003      0.004
ECT_1          -0.0857      0.018     -4.718      0.000     -0.121     -0.050
dpp_1          0.4676      0.072       6.463      0.000      0.325      0.610
dgreggio       0.1660      0.034       4.909      0.000      0.099      0.233
dMER           0.7068      0.231       3.063      0.002      0.252      1.162
=====
```

```
=====
Omnibus:          12.330      Durbin-Watson:      1.962
Prob(Omnibus):    0.002      Jarque-Bera (JB):   16.301
Skew:             -0.395      Prob(JB):           0.000289
Kurtosis:         4.052      Cond. No.           139.
=====
```

2. Modello pvc

Regressione di cointegrazione

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:                pvc    R-squared:                0.679
Model:                        OLS    Adj. R-squared:          0.676
Method:                       Least Squares    F-statistic:            237.3
Prob (F-statistic):          4.79e-56    AIC:                    -528.8
Log-Likelihood:              267.42    BIC:                    -518.6
No. Observations:            227    Df Residuals:            224
Df Model:                     2    Covariance Type:        nonrobust
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	4.3241	0.231	18.730	0.000	3.869	4.779
greggio	0.2610	0.013	20.685	0.000	0.236	0.286
MER	0.8287	0.227	3.645	0.000	0.381	1.277

```

=====
Omnibus:                      5.996    Durbin-Watson:           0.183
Prob(Omnibus):                 0.050    Jarque-Bera (JB):        3.376
Skew:                          -0.018    Prob(JB):                0.185
Kurtosis:                      2.404    Cond. No.:               389.
=====

```

Stima del modello ECM

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:                dpvc    R-squared:                0.350
Model:                        OLS    Adj. R-squared:          0.341
Method:                       Least Squares    F-statistic:            26.38
Prob (F-statistic):          1.23e-14    AIC:                    -1001.
Log-Likelihood:              504.68    BIC:                    -987.7
No. Observations:            226    Df Residuals:            222
Df Model:                     3    Covariance Type:        HC1
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0004	0.002	0.229	0.819	-0.003	0.004
ECT_1	-0.1297	0.024	-5.396	0.000	-0.177	-0.082
dpvc_1	0.4134	0.060	6.851	0.000	0.295	0.532
dgreggio	0.1247	0.036	3.473	0.001	0.054	0.195

```

=====
Omnibus:                      7.376    Durbin-Watson:           2.091
Prob(Omnibus):                 0.025    Jarque-Bera (JB):        10.849
Skew:                          -0.172    Prob(JB):                0.00441
Kurtosis:                      4.016    Cond. No.:               30.6
=====

```

3. Modello hdpe

Regressione di cointegrazione

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:          hdpe      R-squared:          0.725
Model:                 OLS       Adj. R-squared:    0.723
Method:                Least Squares  F-statistic:       311.8
Prob (F-statistic):    5.70e-67  AIC:               -406.0
Log-Likelihood:        205.98   BIC:               -395.5
No. Observations:     239      Df Residuals:      236
Df Model:              2        Covariance Type:   nonrobust
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	4.2678	0.123	34.658	0.000	4.025	4.510
usdeur	-0.2560	0.063	-4.081	0.000	-0.380	-0.132
greggio	0.4670	0.022	20.984	0.000	0.423	0.511

```

=====
Omnibus:              16.691   Durbin-Watson:      0.150
Prob(Omnibus):        0.000   Jarque-Bera (JB):   18.093
Skew:                 0.636   Prob(JB):           0.000118
Kurtosis:             3.448   Cond. No.           118.
=====

```

Stima del modello ECM

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:          dhdpe     R-squared:          0.434
Model:                 OLS       Adj. R-squared:    0.424
Method:                Least Squares  F-statistic:       27.52
Prob (F-statistic):    1.05e-18  AIC:               -1014.
Log-Likelihood:        511.78   BIC:               -996.2
No. Observations:     237      Df Residuals:      232
Df Model:              4        Covariance Type:   HC1
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0003	0.002	-0.186	0.853	-0.004	0.003
ECT_1	-0.0659	0.017	-3.779	0.000	-0.100	-0.032
dhdpe_1	0.3825	0.069	5.580	0.000	0.247	0.518
dgreggio	0.1138	0.035	3.220	0.001	0.044	0.183
dgreggio_1	0.1444	0.034	4.245	0.000	0.077	0.211

```

=====
Omnibus:              4.950   Durbin-Watson:      1.864
Prob(Omnibus):        0.084   Jarque-Bera (JB):   6.025
Skew:                 0.143   Prob(JB):           0.0492
Kurtosis:             3.727   Cond. No.           30.4
=====

```

4. Modello ldpe

Regressione di cointegrazione

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:          ldpe      R-squared:          0.712
Model:                 OLS      Adj. R-squared:    0.708
Method:                Least Squares  F-statistic:      183.7
Prob (F-statistic):    5.38e-60  AIC:              -349.5
Log-Likelihood:        178.76  BIC:              -335.8
No. Observations:      227    Df Residuals:     223
Df Model:              3      Covariance Type:  nonrobust
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	3.3035	0.359	9.212	0.000	2.597	4.010
usdeur	-0.1464	0.073	-1.996	0.047	-0.291	-0.002
greggio	0.4514	0.024	18.522	0.000	0.403	0.499
MER	1.0742	0.338	3.177	0.002	0.408	1.740

```

=====
Omnibus:                23.549  Durbin-Watson:      0.137
Prob(Omnibus):          0.000  Jarque-Bera (JB):  27.696
Skew:                   0.789  Prob(JB):           9.68e-07
Kurtosis:               3.661  Cond. No.           398.
=====

```

Stima del modello ECM:

OLS Regression Results

```

=====
Dep. Variable:          dldpe      R-squared:          0.571
Model:                 OLS      Adj. R-squared:    0.560
Method:                Least Squares  F-statistic:      45.59
Prob (F-statistic):    5.48e-36  AIC:              -971.1
Log-Likelihood:        492.53  BIC:              -947.1
No. Observations:      226    Df Residuals:     219
Df Model:              6      Covariance Type:  HC1
=====

```

	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0003	0.002	0.137	0.891	-0.003	0.004
ECT_1	-0.0524	0.015	-3.406	0.001	-0.083	-0.022
dldpe_1	0.5997	0.061	9.896	0.000	0.480	0.719
dldpe_2	-0.2961	0.057	-5.199	0.000	-0.408	-0.184
dgreggio	0.1400	0.037	3.792	0.000	0.067	0.213
dgreggio_1	0.1101	0.037	3.010	0.003	0.038	0.182
dMER	0.8260	0.285	2.901	0.004	0.265	1.387

```

=====
Omnibus:                4.063  Durbin-Watson:      2.072
Prob(Omnibus):          0.131  Jarque-Bera (JB):  5.075
Skew:                   -0.045  Prob(JB):           0.0791
Kurtosis:               3.729  Cond. No.           139.
=====

```

A5. Valori critici di MacKinnon (2010) e Test di Breusch Godfrey

Tabella 8: Valori critici per Test ADF e Test di Cointegrazione

Nucleo	1%	5%	10%
deterministico			
Costante + Trend	-3.9978	-3.4294	-3.1381
Costante	-3.4585	-2.8739	-2.5734
Senza costante	-2.5753	-1.9422	-1.6157

Il test di Breusch-Godfrey serve a verificare che la serie in esame non sia autocorrelata. In questo caso, vengono testati i residui delle stime della specificazione dinamica ECM. L'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione dei residui.

Tabella 9: Statistiche del Test

Modello	dpp	dpvc	dhdpe	dldpe
LM	0,0428	2,4816	3,5061	2,2442
statistic				
p-value	0,8361	0,1152	0,0611	0,1341
f-value	0,0417	2,4536	3,4686	2,1864
f	0,8385	0,1187	0,0638	0,1407
p-value				

Per tutti i modelli, l'ipotesi nulla non viene rifiutata, perciò i residui non sono autocorrelati.

Bibliografia

- Aschea, F., Gjørberg, O., & Völker, T. (2003). Price relationships in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices. *Energy Economics*, 25, 289-301.
- Bachmeier, L. J., & Griffin, J. M. (2003, Agosto). New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 772-776.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016, November). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), p. 1593-1636. Tratto da <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997, Febbraio). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305-339. Tratto da <http://www.jstor.org/stable/2951284>
- De Mello, L. M., & Ripple, R. D. (2017). Polypropylene Price Dynamics: Input Costs or Downstream Demand? *The Energy Journal*, 38(4), 129-144. doi:10.5547/01956574.38.4.lidem
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979, June). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. doi:10.2307/2286348
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. Tratto da <http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682%28198703%2955%3A2%3C251%3ACAECRE%3E2.0.CO%3B2-T>
- Grasso, M., & Manera, M. (2005). Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship. Tratto da <http://www.feem.it/Feem/Pub/Publications/WPapers/default.htm>
- Lucchetti, R. '. (2015, Febbraio 23). Appunti di analisi delle serie storiche. Tratto da <http://www2.econ.univpm.it/servizi/hpp/lucchetti/didattica/matvario/procstoc.pdf>

- MacKinnon, J. G. (2010). Critical Values For Cointegration Tests. *Working Paper (1227)*. Economics Department, Queen's University. Tratto da <http://ideas.repec.org/p/qed/wpaper/1227.html>
- Masih, M., Algahtani, I. b., & De Mello, L. M. (2010). Price dynamics of crude oil and the regional ethylene markets. *Energy Economics*(32), 1435-1444.
- Pesaran, M., & Shin, Y. (2002). Long-run structural modelling. *Econometric Reviews*, 21, 49-87.
- Ren, T., Patel, M., & Blok, K. (2006). Olefins from conventional heavy feedstocks: energy use in steam cracking and alternative processes. *Energy*, 31, 425-451.
- Weinhagen, J. C. (2006, December). Price transmission: from crude oil to plastics products. *Monthly Labor Review*, 46-55.