

RISCOS E OPORTUNIDADES DE INVESTIMENTO NO MERCADO DE CRÉDITOS DE CARBONO

Diercio Ferreira da Silva Filho ¹

RESUMO - O presente artigo visa identificar as variáveis que influenciam a formação e o comportamento dos preços dos títulos de crédito de carbono no mercado Europeu emitidos sob a égide do protocolo de Quioto. O referencial teórico baseia-se em Pigou (1920) que definiu pela primeira vez na ciência econômica o conceito de internalização das externalidades. Foram utilizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de co-integração de Johansen, de causalidade à Granger e os modelos VAR irrestrito e Modelo Vetorial de Correção de Erro (VECM) e teste de exogeneidade, para determinar a ordem de integração das variáveis, verificar a cointegração e determinar o número de vetores de cointegração. Finalmente, poderão ser impostas restrições ao modelo selecionado para verificar e identificar as variáveis explicadas e explicativas.

Palavras-chave: aquecimento global, créditos de carbono, não estacionariedade e cointegração.

Classificação JEL: Q54, C22

ABSTRACT - This study aims to identify the variables that influence the formation and behavior of bond prices associated with carbon credit issued in the European market under the aegis of the Kyoto Protocol. The theoretical framework is based on Pigou (1920) that defined for the first time in economics the concept of internalizing externalities. During this work we use the Augmented Dickey-Fuller unit root tests (ADF), Johansen cointegration test, Granger causality, Vector Error Correction Model and exogeneity tests, in order to determine the integration order of the variables, verify the cointegration as well as determine the number of cointegration vectors. Finally, we impose restrictions to the selected model in order to identify the relevant variables.

Key words: global warming, credits of carbon, non-stationarity and cointegration.

JEL Classification: Q54, C22

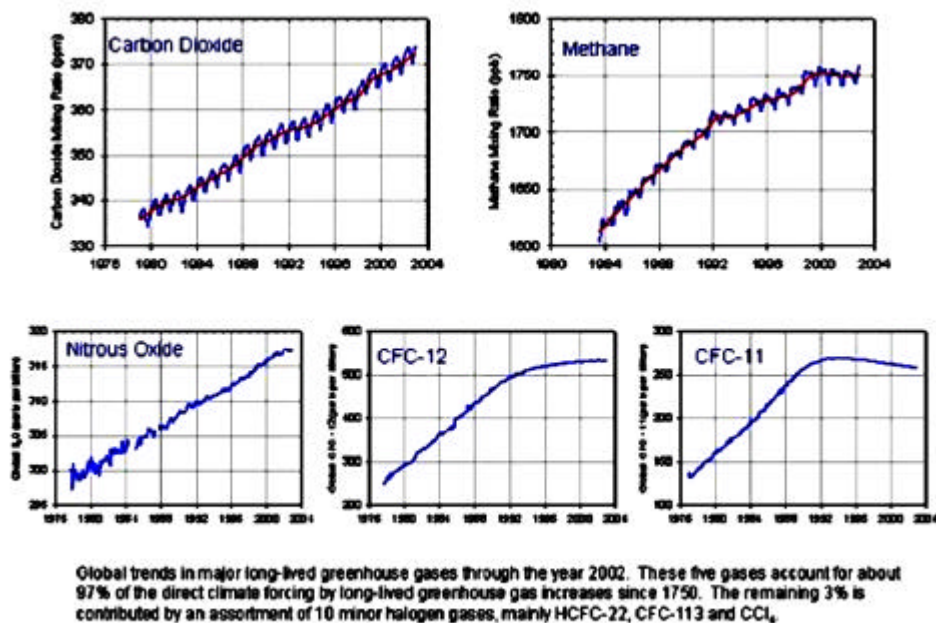
INTRODUÇÃO

A partir da revolução industrial ocorreu um elevado incremento na atmosfera das concentrações dos chamados Gases de Efeito Estufa (GEEs) ou *Green House Gases* (GHG), este fato tem sido atribuído a ações antrópicas ou ações provocadas por atividades humanas. O motor propulsor do desenvolvimento das diversas economias está estruturado na queima de combustíveis fósseis (carvão, gás natural e petróleo), aliado ao desflorestamento nos países em desenvolvimento para expansão de áreas agricultáveis. Assim, com o incremento da

¹ Especialização em MBA Executivo Internacional em Marketing – FGV, Gerente Geral do Caixa Econômica Federal, Prof. da Universidade Estadual de Goiás.

queima de combustíveis fósseis, as concentrações dos chamados GEEs – Gases do Efeito Estufa aumentaram significativamente na atmosfera.

A figura abaixo relata a evolução da concentração de GEEs na atmosfera, entre os quais: Dióxido de Carbono (CO₂), o Metano (CH₄), o Óxido Nitroso (N₂O), os Perfluorcarbonetos (PFC's) e também o vapor d'água.



Fonte: NOAA - National Oceanic and Atmospheric Administration Author: US Govt- Permission: Public domain

Figura 1 – Concentração de GEEs na Atmosfera em partes por milhão.

Por volta dos anos 90 as pressões da comunidade internacional para a criação de um tratado mundial para cuidar deste tema eram enormes.

O PNUMA - Programa das Nações Unidas para o Meio Ambiente e a (OMM) Organização Meteorológica Mundial responderam às pressões da comunidade internacional criando um GT - grupo de trabalho encarregado de desenvolver as bases desse tratado. Os resultados destes esforços foram a criação do IPCC - *Intergovernmental Panel on Climate Changes* ou PIMC - Painel Intergovernamental para Mudanças Climáticas.

A CONVENÇÃO QUADRO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA MUDANÇAS CLIMÁTICAS

A CQNUMC - Convenção Quadro das Nações Unidas sobre Mudanças Climáticas estabeleceu uma estrutura para os esforços intergovernamentais direcionados para resolver o desafio das transformações climáticas. Tem por princípio que o sistema climático é um recurso compartilhado que pode ser desestabilizado por ações antrópicas como atividades industriais ou outras atividades humanas que emitam GEEs – Gases do efeito Estufa e que retenham o calor na atmosfera.

COP 3 – Quioto, Japão (01 a 10/12 de 1997) – O Protocolo de Quioto:

Este protocolo foi negociado em Quioto no Japão em 1997, aberto para assinaturas a partir de 11 de Dezembro de 1997 sendo assinado por 141 países, ratificado pelo Brasil em 23/04/2002, pela União Européia em 31/05/2002 e entrou em vigor em 16 de Fevereiro de 2005, após a Rússia o ter ratificado em Novembro de 2004. O acordo prevê na primeira etapa um compromisso para redução das emissões de gases do efeito estufa que começou em 2008 e vai até 2012.

A proposta do Protocolo de Quioto é de um calendário de ações onde os países signatários listados no Anexo I da CQNUMC, equivalente aos 36 países industrializados e economias em transição, com limitações máximas de emissões, que assumem o compromisso de reduzir suas emissões de gases do efeito estufa em pelo menos 5,2% (cinco vírgula dois por cento) tendo por base os níveis de emissão de 1990 no período de 2008 a 2012.

Os mecanismos de flexibilização

Os mecanismos de flexibilização disponibilizados pelo protocolo de Quioto para redução de emissões de gases do efeito estufa são três: 1) **IC** - Implementação Conjunta ou **JI** - *Joint Implementation*, 2) O **comércio de emissões** e 3) o **MDL** - Mecanismo de Desenvolvimento Limpo ou **CDM** - *Clean Development Mechanism*.

IC - Implementação Conjunta ou JI - *Joint Implementation*

Apenas países listados no Anexo I da Convenção Quadro da ONU para mudanças climáticas podem participar deste mercado, financiando e participando de projetos a fim de cumprir suas metas de redução de GEEs. Estes países podem transferir ou adquirir de quaisquer outros países do Anexo I, títulos denominados *Emission Reduction Unit* – ERU ou Unidades de Redução de Emissões – **URE**, moeda deste mercado.

O Comercio de Emissões

Aqui não existem projetos, apenas transações com títulos representativos das reduções de emissões de carbono. Neste mecanismo, apenas os países do Anexo I do protocolo de Quioto podem participar. O comércio de permissão de emissões dos GEEs funciona sob os regimes conhecidos como *Cap and Trade* (limitar e negociar). Negociados em Bolsa de Valores, esses regimes têm de um lado países que reduziram emissões além de suas cotas e do outro(s) país(es) com metas de reduções a cumprir. Estas quantidades excedentes geram créditos de carbono que podem ser vendidos a países que não conseguiram atingir suas metas de redução e por isso são chamados de permissões de emissão (*Emission Allowances*). Uma das principais corretoras para o Comércio de emissões é a *European Climate Exchange*: <http://www.europeancclimateexchange.com>. A moeda e título representativo deste mercado é o **EUA** (*European Union Allowances*).

O MDL - Mecanismo de Desenvolvimento Limpo

O MDL dispõe sobre projetos para redução de emissão gases de efeito estufa ou aumento de remoção de CO₂, implementadas por países signatários que estejam fora do Anexo I do protocolo de Quioto (países em desenvolvimento ou países emergente sem metas de redução de emissões), que irão gerar Certificados de Emissões Reduzidas (CERs) a serem comercializados com países do Anexo I, estes países também podem participar de projetos de MDL em países em desenvolvimento. No âmbito do MDL os projetos podem basear-se em fontes energéticas renováveis e alternativas, eficiência e conservação de energia ou reflorestamento.

Ciclo para emissão de títulos de créditos de carbono

O processo de Emissão dos títulos de crédito de carbono atrelados ao protocolo de Quioto ocorre após o encaminhamento do projeto à AND - Autoridade Nacional Designada (no caso do Brasil a AND está subordinada ao Ministério da Ciência e Tecnologia – MCT) e o Registro do projeto junto ao EB UNFCCC (*Executive Board*) da Convenção Quadro das Nações Unidas para mudanças climáticas, onde por meio de metodologia adequada e monitoramento dos projetos, a Comissão do clima certifica e aprova as reduções de emissões de carbono, autoriza as emissões dos títulos que desta forma, transformam-se em títulos com valor de mercado transacionáveis no mercado financeiro, lastreando fundos de investimentos e outros produtos financeiros. O preço de cada título corresponde ao valor de mercado de

uma tonelada de CO₂ equivalente seqüestrado ou reduzido da atmosfera, em Janeiro de 2010 os valores oscilavam na faixa de 13 a 15 Euros por tonelada de CO₂ seqüestrado.

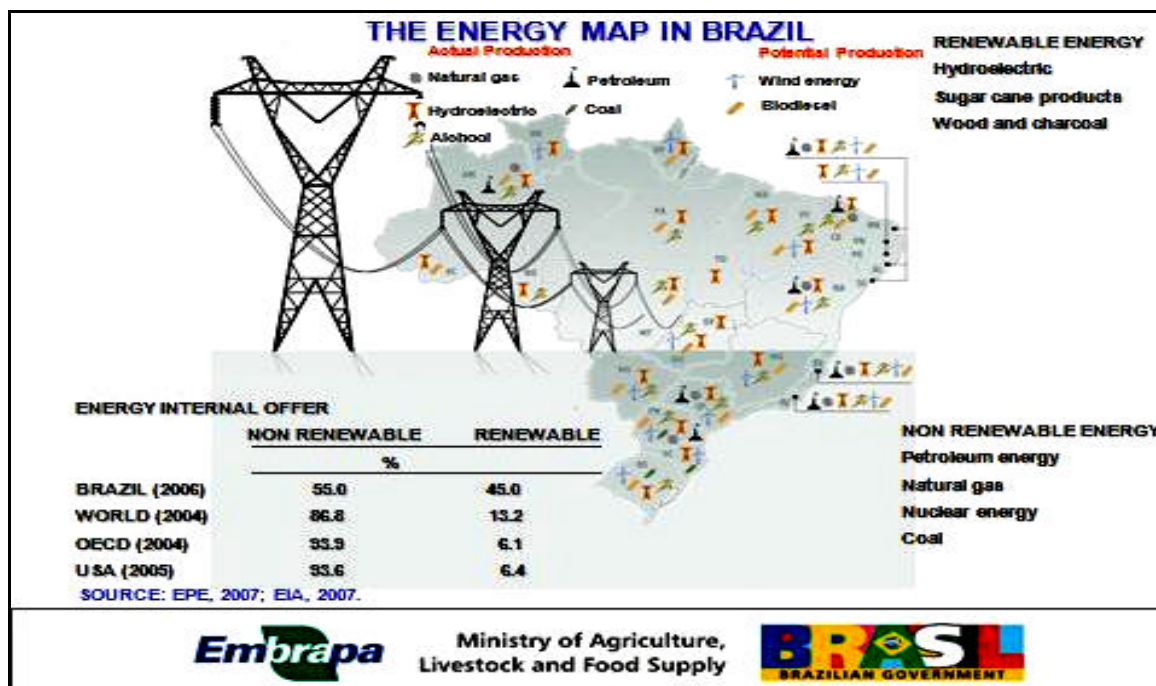
O MERCADO DE CRÉDITOS DE CARBONO

O potencial do mercado

De acordo com o Banco Mundial: “o valor das transações de créditos de carbono dobraram entre 2006 e 2007 – alcançando 964 bilhões de dólares, com previsão de exceder 100 bilhões de dólares até o final de 2008. Já o crescimento em volumes em mercados baseados nos projetos do Protocolo de Quioto (Mecanismo de Desenvolvimento Limpo – MDL e Implementação conjunta - IC) apresentaram um crescimento mais modesto.

A relevância do MLD para o Brasil

A figura abaixo foi divulgada pela Embrapa – Empresa Brasileira de Pesquisas Agropecuárias relativos ao artigo do Sr. Diretor Executivo da Embrapa, Eugenio de França com o título: “*BRAZILIAN INITIATIVES TOWARDS BIOENERGY: ECONOMICAL, ENVIRONMENTAL AND SOCIAL IMPLICATIONS*” mostram os diferenciais competitivos da política Brasileira de biocombustíveis:



Fonte: Embrapa

Figura 2 – Mapa da energia no Brasil

Segundo dados divulgados acima pela Embrapa, o Brasil possui um diferencial competitivo em sua matriz energética onde 45% (quarenta e cinco por cento) de todo o seu consumo de energia provêm de fontes renováveis contra uma média pouco superior a 6% de fontes renováveis nas respectivas matrizes energéticas dos EUA e países da OCDE, estando o Brasil, portanto, menos vulnerável a crises de escassez de combustíveis fósseis e mais próximo ou alinhado com uma política energética “verde”.

A situação dos projetos de MDL no Brasil

Segundo o Ministério da Ciência e Tecnologia Brasileiro – MCT: “...em termos de reduções de emissões projetadas no mercado de MDL, **o Brasil ocupa a terceira posição**, sendo responsável pela redução de 322.005.702 de ton. de CO₂ equivalentes, o que corresponde a 6% do total mundial, para o primeiro período de obtenção de créditos, que podem ser de no máximo 10 (dez) anos para projetos de período fixo ou de 7 (sete) anos para projetos de período renovável (os projetos são renováveis por no máximo três períodos de 7 anos totalizando 21 anos). A China ocupa o primeiro lugar com 2.305.463.522 t CO₂e a serem reduzidas (46%), seguida pela Índia com 1.199.910.512 ton. de CO₂e (24%) de emissões projetadas para o primeiro período de obtenção de créditos.”

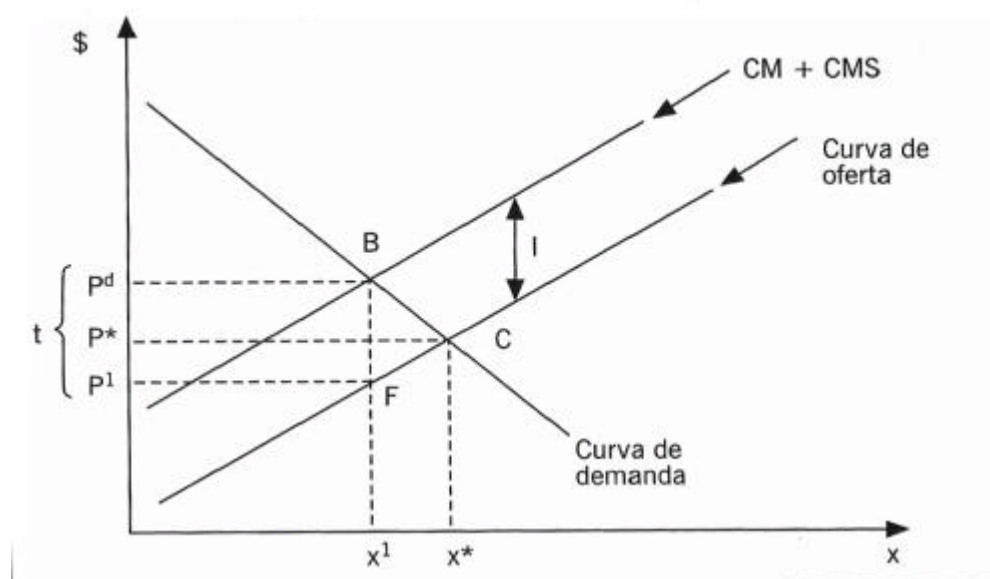
Os principais escopos setoriais dos projetos de MDL no Brasil são: Indústria energética, energia renovável, aterro sanitário, manejo e tratamento de resíduos, recuperação de metano, eficiência energética, indústria manufatureira, indústria química, substituição de combustíveis e reflorestamento.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Após analisar que um mercado em livre concorrência não atingia a eficiência na alocação de recursos, Pigou apresentou os elementos para se analisar tal problema que o chamou de externalidades.

Cecil Pigou afirmou que existe uma externalidade quando a produção de uma empresa ou de um consumidor individual afeta o padrão de vida ou o processo produtivo de outras pessoas, quando não há uma transação comercial entre elas. (Moura, 2002). Entretanto quando o bem-estar de uma pessoa ou de uma empresa é afetado negativamente há uma externalidade negativa, quando é afetado positivamente há uma externalidade positiva.

Internalização do dano – Solução Pigou



Fonte: Economia ambiental

Figura 3 - A internalização do dano – Solução Pigou.

A figura 9 representa a análise de equilíbrio parcial, em concorrência perfeita, a curva de demanda intercepta a curva de oferta do mercado no ponto C relativo às quantidades de equilíbrio x^* e preço de equilíbrio p^* . Na ausência de externalidades, o ponto C, representa um ótimo de Pareto.

No entanto, quando ocorre uma externalidade negativa (poluição ambiental, problemas sociais, problemas de saúde gerada por produtos nocivos, etc.), isto é representado no gráfico pela distância $t = "BF"$ por unidade produzida, e estas se adicionam aos custos privados e assim saímos do ponto ótimo de equilíbrio, pois, nesta condição inexiste a igualdade entre preço e custo marginal. Diante disto, o Poder Público, através da autoridade ambiental, impõe um tributo ($I=t$) por unidade produzida no mesmo valor da externalidade. Assim, a curva de custo marginal global ajusta-se e teremos uma nova curva de oferta que reflete os custos marginais (CM) adicionados ao custo marginal social (CMS). Haverá um deslocamento da curva de oferta para cima e para esquerda gerando um novo equilíbrio. No gráfico, esta nova curva está representada acima da curva de oferta em concorrência perfeita. O resultado da presença da externalidade será o aumento no preço do produto e a diminuição das quantidades transacionadas no mercado.

METODOLOGIA

Teste de raiz unitária para detectar a estacionariedade

Segundo Margarido e Anefalos (1999): “A questão que se convencionou chamar de regressão espúria surgiu a partir do trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974), os quais constataram que séries econômicas contendo tendência, apesar de apresentarem valores significativos tanto para os testes t , quanto para o coeficiente da regressão (R^2), ainda assim teriam resultados sem significado econômico. Logo, a utilização da estatística clássica em modelos econométricos pode não ser satisfatória se a série a ser analisada possuir raiz unitária. Quando a série é estacionária, os resultados da estatística tradicional são válidos, no entanto, quando a série apresenta raiz unitária há estimadores viesados, comprometendo, conseqüentemente, a validade dos resultados. Por isso, é importante a aplicação dos testes de raiz unitária na análise estatística de séries econômicas.”

Segundo Bueno (2008) “O conceito de estacionariedade é a principal idéia que se deve ter para estimar uma série temporal. É fundamental a constatação da estacionariedade que permitirá proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico.”

Um teste da raiz unitária consiste na regressão de uma série de tempo contra seus valores defasados, isto posto, testa-se a significância estatística do parâmetro relacionado ao período defasado, identificando se existe ou não estacionariedade;

Uma série econômica $\{y_0, y_1, \dots, y_t\}$ pode ser considerada como resultado de um processo estocástico (ou aleatório). Como exemplo: PIB, as taxas de juros, a taxas de câmbio em regime de câmbio variável, os preços das ações, o preço do crude, etc. Como não podemos prevê-los perfeitamente, y_t é uma variável aleatória. Cada valor conhecido destas variáveis econômicas são realizações desse processo estocástico.

Uma série temporal Y_t , ($t \in N$) e ($t = 0, 1 \dots$) é considerada estacionaria se possuir as seguintes propriedades:

$$a) \quad E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

Ou seja, para qualquer subintervalo selecionado da série, o valor esperado $E(X_t)$ ou média é constante.

$$b) \quad \text{Var} (Y_t) = E (Y_t - \mu)^2 = s^2 \quad (2)$$

Ou seja, em qualquer subintervalo escolhido da série, a variância é constante.

$$c) \quad Y_k = E (Y_t - \mu) \cdot (Y_{t+k} - \mu) \quad (3)$$

A covariância entre valores defasados da série depende apenas do defasamento, isto é, da “distância” temporal entre os valores da série.

Em resumo: Uma série temporal é considerada estacionária se suas propriedades estatísticas não mudam com o tempo. A série estacionária tem média e variância constante no tempo, e a covariância entre valores defasados da série depende apenas da defasagem, isto é, da “distância” temporal entre elas, ou seja:

$$\text{Cov} (Y_t, cY_{t-k}) = \gamma_k \quad \forall k \quad (4)$$

Considere a seguinte equação:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots \beta_n y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Na hipótese do somatório dos coeficientes $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ serem iguais a 1 (um), existirá persistência de choques ao longo da série temporal. Logo, a tendência não se torna constante e teremos uma tendência estocástica ou aleatória. A tendência estocástica, pela equação (5) descrita acima recebe o nome de raiz unitária.

As consequências da presença de raízes unitárias nas séries de tempo são: Variância condicional ao tempo inconstante invalidando o modelo para previsões e regressão espúria: coeficientes estimados deixam de ser “consistentes” ou verdadeiros. Segundo Margarido (1999): “A incorreta identificação de ordem de integração (ou número de raízes unitárias) pode conduzir ao que ficou denominado de regressão espúria, ou seja, apesar dos testes estatísticos do modelo de regressão se apresentar significativos, os seus resultados não têm significado econômico.”

Uma série possui raiz unitária (*unit root*) quando, após a aplicação de uma diferença, torna-se estacionária. Assim, caso seja necessário diferenciar uma série “d” vezes antes de torná-la estacionária, ela contém “d” raízes unitárias e é dita integrada de ordem ‘d’, denominada por I(d).

Teste de Dickey-Fuller - DF

Dickey e Fuller demonstraram que a não rejeição da hipótese nula na equação $Y_t = d \cdot Y_{t-1} + \mu_t$, quando $d = 0$, a estatística t estimada do coeficiente Y_{t-1} segue a estatística τ (tau). Dickey e Fuller basearam seus cálculos para definir os valores críticos da estatística tau em simulações de Monte Carlo. Hoje, a maioria dos pacotes estatísticos usa tabelas mais amplas que foram aprimoradas por Mackinnon.

O teste de raiz unitária ou teste de Dickey-Fuller (DF) é aplicado estimando os seguintes modelos.

a) Sem constante (*drift*) e sem tendência (*trend*)

$$Y_t = d \cdot Y_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

b) Com constante (*drift*) e sem tendência (*trend*)

$$Y_t = \alpha_0 + d \cdot Y_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

c) Com constante (*drift*) e tendência (*trend*)

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \cdot t + d \cdot Y_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

Donde t é a variável tempo ou tendência.

O teste ADF –Dickey e Fuller aumentado

O problema do teste anterior é que Dickey e Fuller tomava o erro ou perturbação aleatória como um ruído branco, mas, na hipótese do erro ser um processo estacionário qualquer e apresente autocorrelação este problema poderia gerar distorções no poder do teste, Assim para resolver este problema foram adicionados valores defasados da variável dependente Y_t :

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \cdot t + d \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde ε_t é um ruído branco e $Y_{t-i} = Y_{t-1} - Y_{t-2} - Y_{t-3} \dots$ os defasamentos a serem incluídos.

Cointegração

Ao introduzir o conceito de Cointegração, Engle e Granger (1981) verificou a hipótese de duas ou mais séries temporais não estacionárias possam estar ligadas por uma combinação linear do tipo:

$$\ln Y_{1t} - \beta \ln Y_{2t} = \mu_t \quad (10)$$

De maneira que exista uma relação de equilíbrio de longo prazo, então, mesmo que separadamente cada variável tenha uma tendência aleatória, elas farão um trajeto bem próximo ao longo do tempo. A diferença entre elas será estacionária e as séries dizem-se cointegradas (Engle e Granger, (1987).

O Método de Johansen

O método desenvolvido por Johansen (1988, 1991) e por Johansen e Juselius (1990) considera a possibilidade da existência de mais de um vetor de Cointegração. O método de Johansen baseia-se num modelo VAR –, representado em termos de níveis das variáveis importantes para a análise. Para ilustrar esta situação, considere o modelo matricial VAR (Vetor Auto-regressivo):

$$Y_t = \mu_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta e_t \quad (11)$$

Donde:

Y_t é um vetor de constante $n \times 1$

μ_0 é um vetor de parâmetros determinísticos,

α_1 é uma matriz de $n \times n$ parâmetros

β é uma matriz diagonal de desvios padrão

e_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias (erros) não correlacionadas entre si, ruído branco.

Este modelo é mais facilmente entendido com base no exemplo de Enders (2004) que se utilizou de um modelo bivariado de ordem 1 na forma estrutural. Com base nesta simplificação podemos inferir para modelos de ordem maiores. Vejamos então o modelo bivariado:

$$Y_t = b_{10} - a_{12}Z_t + b_{11}Y_{t-1} + b_{12}Z_{t-1} + s_y e_{yt} \quad (12)$$

$$Z_t = b_{20} - a_{21}Z_t + b_{21}Y_{t-1} + b_{22}Z_{t-1} + s_z e_{zt} \quad (13)$$

As variáveis são mutuamente influenciadas uma pela outra, o modelo não pode ser estimado de forma direta tendo em conta que as variáveis contemporâneas Z_t e y_t são correlacionadas com os erros e_{yt} e e_{zt} . O VAR visa desenvolver formas de driblar este problema, com o objetivo de encontrar a trajetória da variável relevante diante de um choque de erros, ou seja, de um choque estrutural.

O modelo VAR pressupõe que:

- a) As variáveis Y_t e Z_t sejam estacionárias
- b) Os erros e_{yt} e e_{zt} sejam ruído branco.
- c) A covariância entre os erros é nula.

A metodologia de Johansen envolve os seguintes passos:

- a) Testar a ordem de integração das variáveis do modelo recorrendo aos testes de raiz unitária como ADF, KPSS, PP, etc.
- b) Escolher o número de defasamento do modelo VAR e identificar eventuais variáveis exógenas (incluindo variáveis determinísticas) a incluir no espaço cointegrante, por forma a que o resíduo seja ruído branco.

Quanto ao processo de estimação, na hipótese das variáveis serem não estacionárias, ou seja, quando as variáveis em são integradas de ordem 1, $I(1)$ ou superior, será necessário incluir na modelagem o desvio de longo prazo (relação de co-integração), transformando o VAR num modelo de correção de erros MCE.

Teste de Causalidade de Granger:

Considere o seguinte modelo VAR

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + e_{1t} \quad (14)$$

$$X_t = p_0 + \sum_{i=1}^k \pi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i Y_{t-i} + e_{2t} \quad (15)$$

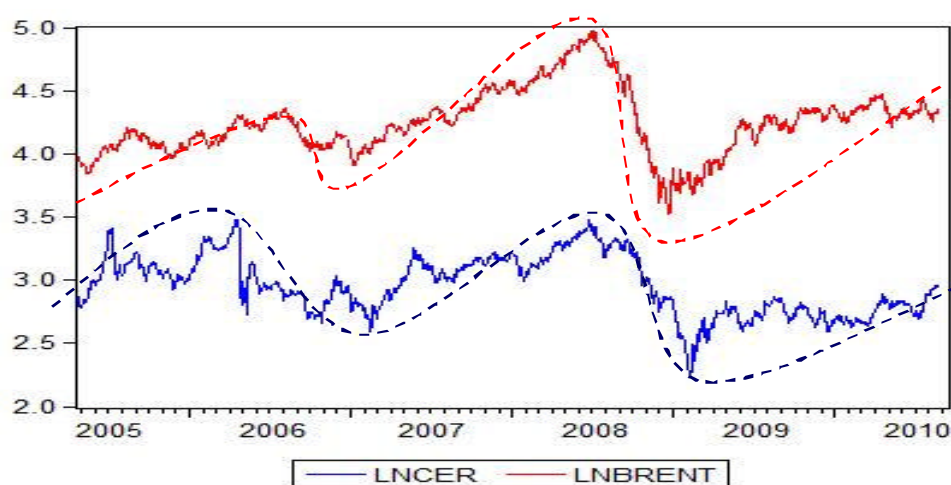
A variável Y_t é explicada pelos valores defasados da própria variável e pelos valores defasados da variável X_t , adicionado a uma perturbação estocástica e_t contendo somente duas variáveis y e x .

RESULTADOS

Evolução dos preços, tendências e sazonalidade das séries

A amostra é composta de 1387 observações diárias coletadas para o período de 27/04/2005 a 25/08/2010 obtidas no site da Bolsa Européia do Clima (Créditos de carbono) e na Agência Americana de Energia (Petróleo do tipo Brent).

A figura 4 abaixo mostra as séries criadas com os logaritmos naturais (LN) dos preços, dado que os parâmetros das variações das séries logaritmizadas são elasticidades preço e pelo fato da variância destas séries serem reduzida, podemos visualizar mais facilmente os padrões cíclicos da tendência e verificar que as séries BRENT e CER, fazem trajetórias muito semelhantes no longo prazo, existindo fortes indícios de que são cointegradas.

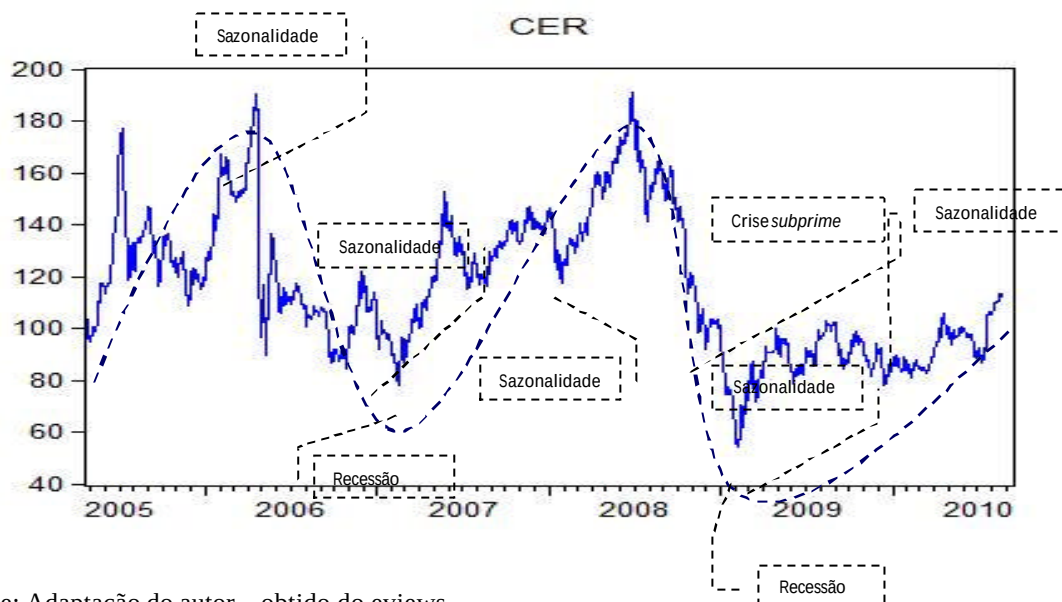


Fonte: Adaptação do autor – obtido do Eviews

Figura 4 - Séries Logaritmizadas – Evolução dos preços do Brent e CER

A figura 5 abaixo relata a evolução dos preços dos créditos de carbono. As *commodities* energéticas que influenciam na formação destes preços, sendo a principal delas o petróleo, têm forte componente de sazonalidade. Estas sazonalidades impactam na formação

dos preços. Podemos verificar um padrão para os preços das variáveis CER e BRENT com picos de alta e imediata retração sempre no primeiro trimestre de cada ano, período de aquecimento da demanda por energia no inverno do hemisfério norte.



Fonte: Adaptação do autor – obtido do eviews

Figura 5 – Evolução dos Preços, tendência e sazonalidade dos Créditos de Carbono

Testes de Raiz Unitária

As tabelas abaixo refletem os testes de raiz unitária, em particular, ADF, para as séries em estudo CER e BRENT.

Tabela 1 – Variável CER Teste ADF 1ª diferença

Null Hypothesis: D(CER) has a unit root			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-31.87296	0.0000
Test critical	1% level		-2.566624	
values:	5% level		-1.941051	
	10% level		-1.616546	

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

Fonte: Adaptação do autor – Output obtido do Eviews

Rejeitada a hipótese nula para a presença de raiz unitária em primeira diferença seja porque a estatística t -31,87296 é muito menor que os valores críticos e o P value é muito menor que 0,05.

Assim, em primeira diferença a rejeição da hipótese nula indica a ausência de raiz unitária sendo, portanto a série estacionária

Tabela 2 Variável Brent - Teste ADF em 1ª diferença

Null Hypothesis: D(BRENT) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-35.78151	0.0000
Test critical 1% level	-2.566628	
values:		
5% level	-1.941052	
10% level	-1.616546	

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

Fonte: Adaptação do autor – output obtido do Eviews

A estatística t -35,781 é menor que o valor crítico tabelado por MacKinnon de -1,9410 ou pelo P value menor que 0,05 indicando a rejeição da hipótese nula da presença de raiz unitária para a série BRENT. Assim, em primeira diferença a rejeição da hipótese nula indica a ausência de raiz unitária sendo, portanto a série estacionária.

Teste de Cointegração

A Tabela abaixo relativa aos testes de Cointegração das variáveis Brent e CER

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

Date: 10/02/10 Time: 04:27				
Sample (adjusted): 4/27/2005 8/25/2010				
Included observations: 1387 after adjustments				
Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Series: CER BRENT				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.016987	26.64299	18.39771	0.0028
At most 1	0.002074	2.880016	3.841466	0.0897
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**

None *	0.016987	23.76297	17.14769	0.0047
At most 1	0.002074	2.880016	3.841466	0.0897

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Adaptado pelo autor – output obtido do eviews

A hipótese nula H_0 relativa ao "None" (do traço e do valor próprio máximo) é que não existe vetor de Cointegração, neste caso, rejeitamos a hipótese nula porque o valor da estatística de teste 23.76297 é maior que o valor crítico no nível de 5% que é 17.14769. Também podemos verificar que a hipótese nula é rejeitada em função de um p-value muito baixo.

A hipótese nula que corresponde a "At most 1" (do traço e do valor próprio máximo) é: no máximo existe 1 vetor de Cointegração, que não é rejeitada porque o valor da estatística de teste é menor que o valor crítico ou porque o p-value é maior do que 0,05. Assim com 2 lags (defasamentos) concluímos que existe 1 vetor de Cointegração. Os dois testes (do traço e do valor próprio máximo) conduzem a mesma conclusão.

Teste de causalidade à Granger

Tabela 4 – Teste de Causalidade à Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 10/02/10 Time: 04:32			
Sample: 4/22/2005 9/09/2010			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
BRENT does not Granger Cause CER	137	3.62895	0.0126
CER does not Granger Cause BRENT		1.65787	0.1743

Fonte: Adaptação do autor - Obtido do Eviews

O elevado valor da Estatística F que é maior que os valores críticos tabelados para amostras com infinitos graus de liberdade no numerador e denominador, pois as tabelas limitam-se a 120 graus de liberdade, e o P-value de 0,0126 menor que 0,05 indica que a hipótese nula H_0 : "Brent não causa CER" é rejeitada em favor da hipótese alternativa H_1 : "BRENT causa CER". O P value de 0,17 > 0,05 indica que a hipótese nula "CER não causa

BRENT” não pode ser rejeitada. Em resumo os preços do Petróleo Brent influenciam os preços dos créditos de carbono, mas não são influenciados por estes.

Estimação da Equação com o VAR Irrestrito

Usando a função *representations* do Eviews podemos enxergar os parâmetros estimados para o modelo conforme abaixo:

Estimation Proc:

=====

LS 1 2 CER BRENT @ C

VAR Model:

=====

$$\text{CER} = C(1,1)*\text{CER}(-1) + C(1,2)*\text{CER}(-2) + C(1,3)*\text{BRENT}(-1) + C(1,4)*\text{BRENT}(-2) + C(1,5)$$

VAR Model - Substituted Coefficients:

=====

$$\text{CER} = 1.16051779272*\text{CER}(-1) - 0.172379075547*\text{CER}(-2) - 0.0438282234594*\text{BRENT}(-1) + 0.0480181620344*\text{BRENT}(-2) + 0.817234326355$$

Fonte: Adaptado pelo autor - obtido do Eviews.

Previsão

Usando a ferramenta *Solver* do Eviews para a equação acima foi estimado o modelo abaixo:



Fonte: Fonte: Adaptação do autor – obtido do eviews

Figura 6 – Previsão do Modelo VECM.

CONCLUSÕES

A tendência de baixa no longo prazo nos preços apontada pelo modelo acima é fruto da crise atual que de alguma forma provocou a redução do consumo de combustíveis fósseis, reduziu a necessidade da compra de créditos de carbono para cumprimento das metas de Quioto, além do fracasso da COP 15 de Copenhague que criou uma indefinição sobre a continuidade do protocolo de Quioto e esta indefinição percebida pelo mercado pode ajudar a forjar os preços para baixo. No auge da crise dos *subprimes* em Janeiro de 2009, os preços do CER chegaram a 9,25 Euros por tonelada seqüestrada.

Mesmo com a tendência de baixa no longo prazo para a série CER, aí incluído o efeito crise, no curto prazo existe uma leve tendência de alta, os preços praticados em setembro de 2010, estavam em torno de 19,00 euros, apesar de distantes dos picos históricos pré crise, quando chegaram a alcançar 32.00 (Trinta e dois) euros por tonelada seqüestrada, estão compatíveis com a média histórica de 19,78 Euros e isto pode ser explicado pela lenta e gradual recuperação pós crise dos EUA e das Economias da Zona do Euro.

Neste trabalho, podemos inferir que existe uma forte correlação entre aquecimento ou recessão da economia mundial e os preços do Crude e dos créditos de carbono. Merece especial atenção, o fato que a tendência dos preços tanto do Crude quanto dos créditos de carbono seja cíclica.

Finalmente, o modelo necessita ser refinado para melhorar sua capacidade preditiva, acreditamos que existam outras variáveis, além do preço do Crude que ajudem a formar em menor grau de influência o preço dos créditos de carbono, entre as quais *commodities* de energia como o carvão, o gás natural, a biomassa e a energia eólica. Também acreditamos que os créditos de carbono como ativos cotados em bolsa possam ser cointegrados de alguma forma com outros índices de bolsistas como o SP-500, *Dow Jones*, PSI-20, DAX, DJES-50, BOVESPA, etc. A hipótese para continuidade deste trabalho é que os preços do crédito de carbono incorporem duas vertentes: De um lado o preço da(s) energia(s) e o do outro um indicador de crescimento econômico e os índices de bolsa de valores podem ser uma boa variável *Proxy* destes indicadores de crescimento e talvez possam capturar a tendência cíclica da economia.

BIBLIOGRAFIA

Ambiente Gestão em Sustentabilidade. *Mercado voluntário de carbono triplica*, http://www.ambientesustentabilidade.com.br/noticia.php?id_noticia=40&pag=20, 2010.

BUENO, R. L. S. *Econometria das Séries Temporais*. São Paulo: Ed Cengage Learning , 2008, p. 37 - 232.

Caixa Geral de Depósitos. *Caixa Carbono 2010*, <http://www.cgd.pt/Particulares/Futuro/Poupanca-Investimento/Estruturados/2008/Setembro/Pages/Caixa-Carbono-2010.aspx>.

Carbon Dioxide Information Analysis Center (2008), *A Compendium of Data on Global Change*, http://cdiac.esd.ornl.gov/trends/emis/tre_coun.html.

CAVASIN, E. *Mercado voluntário: mais um pequeno notável*, <http://sociedadesustentavel.terra.com.br/integra.php?id=1726>. 2010.

CENAMO, M. C. *Mudanças climáticas: O Protocolo de Quioto e o mercado de créditos de carbono*, http://homologa.ambiente.sp.gov.br/proclima/artigos_dissertacoes/artigos_portugues/mudancasclimaticasprotocolodequiotoemercadosdecarbono.pdf, 2004.

ECX – *European Climate Exchange*. ICE-ECX *European Emissions - Emissions Index* ,<https://www.theice.com/marketdata/reports/ReportCenter.shtml?reportId=82&productId=390&hubId=564>, 2010.

FREUND, J. E. e SIMON, G. A.. *Estatística Aplicada: Economia, Administração e Contabilidade*. Porto Alegre: Editora Bookman, 2000, p. 162 – 381.

FRANÇA, J. G. E. *Brazilian Initiatives towards Bioenergy: Economical, Environmental and Social Implications*, <http://www.braziltexas.org/en/cms/351>, 2010.

Fundação Planeta Terra. *O efeito estufa*, http://www.planetaterra.org.br/educacao/efeito_estufa.htm, 2010.

GOMES,, P.A. *Causalidade de Granger: Uma análise Econométrica do desempenho durante o sistema de gestão Estatal Telebrás*, <http://www.ead.fea.usp.br/semead/12semead/resultado/trabalhosPDF/788.pdf>, 2003.

HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.

IPCC - *Intergovernmental Panel on Climate Changes*. *Cambio climático 2007: Informe de síntesis*, http://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar4/syr/ar4_syr_sp.pdf, 2010.

KNIGHT, V.M e YOUNG, C.E.F.. *Custo da poluição gerada pelos ônibus urbanos na RMSP*, <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A069.pdf>, 2010.

MAY, P.H., LUSTOSA, M. C. e VINHA, V. (2003), *Economia do Meio Ambiente: Teoria e prático*, Ill.: Ed. Campus, 2003.

MARCONI, M. A. e LAKATOS, E. M. *Metodologia Científica*. 4. ed., São Paulo: Atlas, 2006.

MARGARIDO, M.A. e ANEFALOS, L. C.. *Testes de Raiz Unitária e o Software SAS*, <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=429>, 1999.

Ministério da Ciência e Tecnologia. *Status atual das atividades de projeto no âmbito do Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL) no Brasil e no mundo*, http://www.mct.gov.br/upd_blob/0213/213408.pdf, 2010.

Monitor Mercantil. *Nova fase da crise deflagra corrida ao ouro*, <http://www.monitormercantil.com.br/mostranoticia.php?id=85826>, 2010.

MOURA, L. A. A. *Economia Ambiental: Gestão de Custos e Investimentos*. São Paulo: Editora Juarez de Oliveira, 2010.

Mudanças Climáticas. *O Futuro da Energia Elétrica no Brasil*, <http://www.mudancasclimaticas.andi.org.br/content/o-futuro-da-energia-eletrica-no-brasil>, 2010.

NEDER, H.D. *Análise de séries temporais*, <http://www.ecn26.ie.ufu.br>, 2010.

O Globo. *Brasil será 5ª maior economia do mundo em 2025*, <http://moglobo.globo.com/integra.asp?txtUrl=/economia/mat/2010/01/22/brasil-sera-5-maior-economia-do-mundo-em-2025-aponta-pesquisa-915683682.asp>.

ONU – Organização das Nações Unidas. *A Convenção Quadro para Mudanças Climáticas*, http://www.onu-brasil.org.br/doc_clima.php, 2010.

PINDYCK, R. S. e RUBINFELD, D. L.. *Econometria: Modelos e Previsões*. São Paulo: Ed. Campus, 2004..

Rede de Tecnologia Social. *Gerentes de fundos de carbono opinam sobre o mercado*, <http://www.rts.org.br/noticias/destaque-2/gerentes-de-fundos-de-carbono-opinam-sobre-o-mercado>, 2008.

SCHAEFFER, R. *O Futuro da energia elétrica no Brasil*, <http://www.milanoeletrotecnica.com.br/noticia/detalhes/16>, 2009.

THOMAS, J. M. e CALLAN, S. J.. *Economia Ambiental: Aplicações, política e Teoria*, Cengage Learning, 2008.

TN Petróleo. *Emergentes mudam dinâmica da demanda de petróleo*. <http://www.tnpetroleo.com.br/clipping/5573/emergentes-mudam-dinamica-da-demanda-de-petroleo>, 2010.

TOLEDO, G. L. e OVALLE, I.I.. *Estatística Básica*. São Paulo: Editora Atlas, 1995.

UNICA – União das Indústrias de Cana e Alcool. *Carros flex já deixaram de emitir 75 milhões de toneladas de CO₂*, <http://www.debateonline.com.br/noticia.php?noticia=34&cidade=5>, 2010.

Você AS. *Entenda os fundos de crédito de carbono*, <http://vocesa.abril.com.br/organize-suas-financas/materia/entenda-fundos-credito-carbono-532199.shtml>, 2010.

VERGARA, S. C. *Métodos de pesquisa em Administração*, 2.ed, São Paulo: Atlas, 2008.