

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
MESTRADO EM FINANÇAS E ECONOMIA EMPRESARIAL**

**NATASHA GAERTNER LEWIN**

**O FATOR COMUM ASSOCIADO À DINÂMICA DE PREÇOS DAS COMMODITIES:  
A RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO E O FATOR DINÂMICO**

**RIO DE JANEIRO**

**2013**

**NATASHA GAERTNER LEWIN**

**O FATOR COMUM ASSOCIADO À DINÂMICA DE PREÇOS DAS COMMODITIES:  
A RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO E O FATOR DINÂMICO**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas.

Área de concentração: Séries Temporais

Orientadora: Silvia Matos

Coorientador: Luiz Felipe Maciel

Rio de Janeiro

2013

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Mario Henrique Simonsen/FGV

Lewin, Natasha Gaertner

O fator comum associado à dinâmica de preços das commodities : a relação de cointegração e o fator dinâmico / Natasha Gaertner Lewin. – 2013.

**44 f.**

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia.

Orientadora: Silvia Matos.

Coorientador: Luiz Felipe Maciel.

Inclui bibliografia.

1. Mercadorias – Preços. 2. Metais – Preços. 3. Cointegração. 4. Modelos econométricos. I. Matos, Silvia Maria. II. Maciel, Luiz Felipe Pires. III. Fundação Getulio Vargas. Escola de Pós- Graduação em Economia. IV. Título.

CDD – 332.6328



## NATASHA GAERTNER LEWIN

### O FATOR COMUM ASSOCIADO À DINÂMICA DE PREÇOS DAS COMMODITIES

Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

Data da defesa: 27/11/2013

Aprovada em: 27/11/2013

#### ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA

Prof.ª Silvia Maria Matos  
FGV/IBRE

Prof. Luiz Felipe Pires Maciel  
BANCO BBM

Prof. Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira  
FGV/EPGE

Luiz Felipe Amaral  
PUC/RJ

Dedico esse trabalho ao meu marido, família e amigos que dão sentido a minha vida.

## AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Sonia e Marcus Gaertner, que se dedicaram totalmente a nossa família e sempre me estimularam a correr atrás dos meus sonhos. Aos meus irmãos Gabriel e Amanda Gaertner que não medem esforços para estar ao meu lado nos momentos mais importantes. Ao meu marido Marcos Lewin que sempre me dá força para enfrentar todos os desafios e pelo seu amor incondicional. À minha grande amiga Juliana que sempre se orgulhou de mim e me apoiou apesar da minha ausência para me dedicar ao mestrado. Aos queridos amigos João Ramos, Luiz Amaral, Andrea Almeida e André Werner que foram essenciais na minha carreira profissional e que sempre me estimularam a nunca parar de estudar. À Vale, por investir na minha carreira. À minha orientadora Silvia Matos e coorientador Luiz Felipe Maciel que me ensinaram muito e confiaram em mim. Aos professores, monitores, alunos e funcionários da EPGE que transcendem a relação tradicional escola-aluno, tornando o ambiente mais humano e instigante.

## RESUMO

Este trabalho analisa a importância dos fatores comuns na evolução recente dos preços dos metais no período entre 1995 e 2013. Para isso, estimam-se modelos cointegrados de VAR e também um modelo de fator dinâmico bayesiano. Dado o efeito da financeirização das commodities, DFM pode capturar efeitos dinâmicos comuns a todas as commodities. Além disso, os dados em painel são aplicados para usar toda a heterogeneidade entre as commodities durante o período de análise. Nossos resultados mostram que a taxa de juros, taxa efetiva do dólar americano e também os dados de consumo têm efeito permanente nos preços das commodities. Observa-se ainda a existência de um fator dinâmico comum significativo para a maioria dos preços das commodities metálicas, que tornou-se recentemente mais importante na evolução dos preços das commodities.

Palavras-chave: Preços de commodities, cointegração, VECM e fator dinâmico.

## **ABSTRACT**

This study analyses the importance of common factors in metal prices movements for the period 1995-2013. For this purpose, cointegrated VAR models and also a Bayesian dynamic factor model are estimated. Given the effect of the financialization of commodities, DFM can capture dynamic effects common to all commodities. Furthermore, panel data is applied in order to use all heterogeneity between commodities over the period. Our estimation results show that interest rate, US dollar effective rate and also consumption data have permanent effect in the commodity prices. Also, there exists one common significant dynamic factor for most metal commodity prices and that this common factor has recently become increasingly important in driving commodity prices.

Keywords: Commodity prices, cointegration, VECM and dynamic factor.



## SUMÁRIO

1. Introdução.....	9
2. Modelo de Correção de Erros e a dinâmica de curto e longo prazo.....	13
2.1. O VECM em painel.....	15
3. O modelo de fator dinâmico.....	17
4. Dados.....	18
5. O fator comum na dinâmica das commodities metálicas.....	19
5.1. A relação de cointegração.....	19
5.1.1. Cointegração vs. Correlação.....	19
5.1.2. A avaliação agregada de cointegração das commodities.....	21
5.2. O caso de um fator dinâmico comum.....	23
6. Conclusão e Estudos Futuros.....	26
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	28
APÊNDICES.....	30

## 1. Introdução

Apesar da participação de commodities primárias na produção e comércio mundial ter diminuído ao longo do século passado, as flutuações nos preços das commodities continuam afetando a atividade econômica global. Para muitos países, especialmente os em desenvolvimento, os movimentos de preços de commodities têm uma grande influência no desempenho macroeconômico devido ao grande impacto sobre a produção real, balança de pagamentos e sobre as posições orçamentárias do governo. Já nos países desenvolvidos, os preços das commodities possuem um papel mais indireto transmitindo distúrbios ao ciclo de negócio e afetando as taxas de inflação (*Borenzstein e Reinhart, 1994*).

Na década de 1990, e especialmente os anos da década de 2000, grandes bancos e bancos de investimento entraram no comércio de commodities. Na verdade, trading de commodities, tornou-se uma importante fonte de lucros para grandes instituições financeiras, como Goldman Sachs, Morgan Stanley e Citibank, dentre outras.

Simultaneamente, e relativamente, muitos investidores entraram no mercado de commodities. Em particular, os fundos de pensão e gestores de carteiras começaram a enxergar cada vez mais as commodities como uma classe de ativos separada das demais que, quando combinada com portfólios tradicionais de ações e títulos, poderiam melhorar o risco-retorno de suas carteiras.

Produtos de índices de commodities (como o GSCI e o S&P Commodity Index) e fundos transacionados em bolsa ("ETFs") reduziram os custos de transação pagos por gestores de carteiras e investidores individuais para entrar nos mercados de commodities. Todos esses fatores contribuíram para o aumento da importância e do interesse em commodities e em seus respectivos preços.

Além disso, o aumento da presença de investidores e grandes intermediários financeiros nos mercados de commodities combinado com extraordinários movimentos de preços de commodities em meados da década de 2000 (ver figura 1), tornaram os preços das commodities uma questão política importante. Especialmente, o aumento sem precedentes no preço do petróleo em 2008, desencadeou uma tempestade política nos Estados Unidos (e em outros países) que

levantou a questão sobre a necessidade de regular os mercados de forma mais restritiva.

De fato, a coincidência da entrada de novos players financeiros nos mercados e preços subindo rapidamente levou muitos participantes do mercado, políticos e especialistas a atribuir o aumento de preço à entrada de novos players no mercado e, portanto, a pedir limitações às instituições financeiras, grupo de investidores e investidores individuais para comprar e vender commodities.

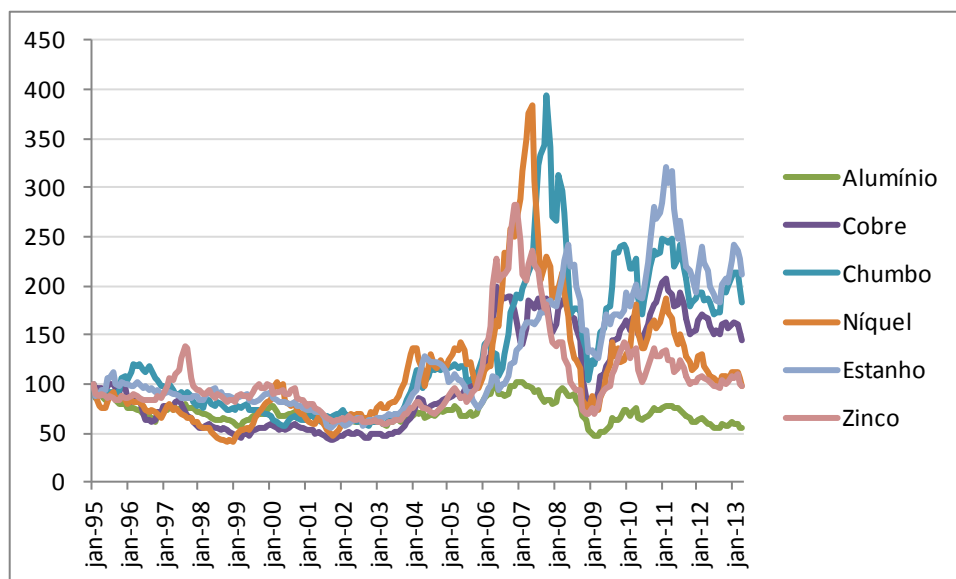


Figura 1: Preços reais de commodities metálicas, Índice (1995 =100)

Fonte: London Metal Exchange

Além de atingir níveis recordes em termos nominais no decorrer de 2007 e 2008, o último boom dos preços das commodities - de acordo com Helbling et al. (2008) – foi incomum em pelo menos três aspectos importantes. Primeiro, o boom durou muito mais do que os anteriores. Por exemplo, o último boom nos preços dos metais teve duração de 58 meses comparada com 22 meses de média dos booms anteriores. Em segundo lugar, os aumentos dos preços reais também foram muito maiores do que nos anteriores. Em terceiro lugar, este boom foi mais amplo abrangendo maior número de grupos de commodities. Tais movimentos sem precedentes nos preços das commodities levantaram a questão sobre os motivos dessa evolução.

A literatura existente parece apontar para uma ampla gama de fatores que podem ter causado o movimento de alta dos preços das commodities. Do lado dos fatores específicos das commodities, Helbling et al. (2008) notaram que o aumento da demanda dos países em desenvolvimento com rápido crescimento possui um papel importante, pois representam cada vez mais uma maior parte do crescimento do consumo anual de commodities. Uma combinação de rápida industrialização com maior uso intensivo de commodities metálicas e energéticas aliado ao rápido crescimento da renda per capita, aumentou significativamente a demanda por commodities de países em desenvolvimento com rápido crescimento, como a China.

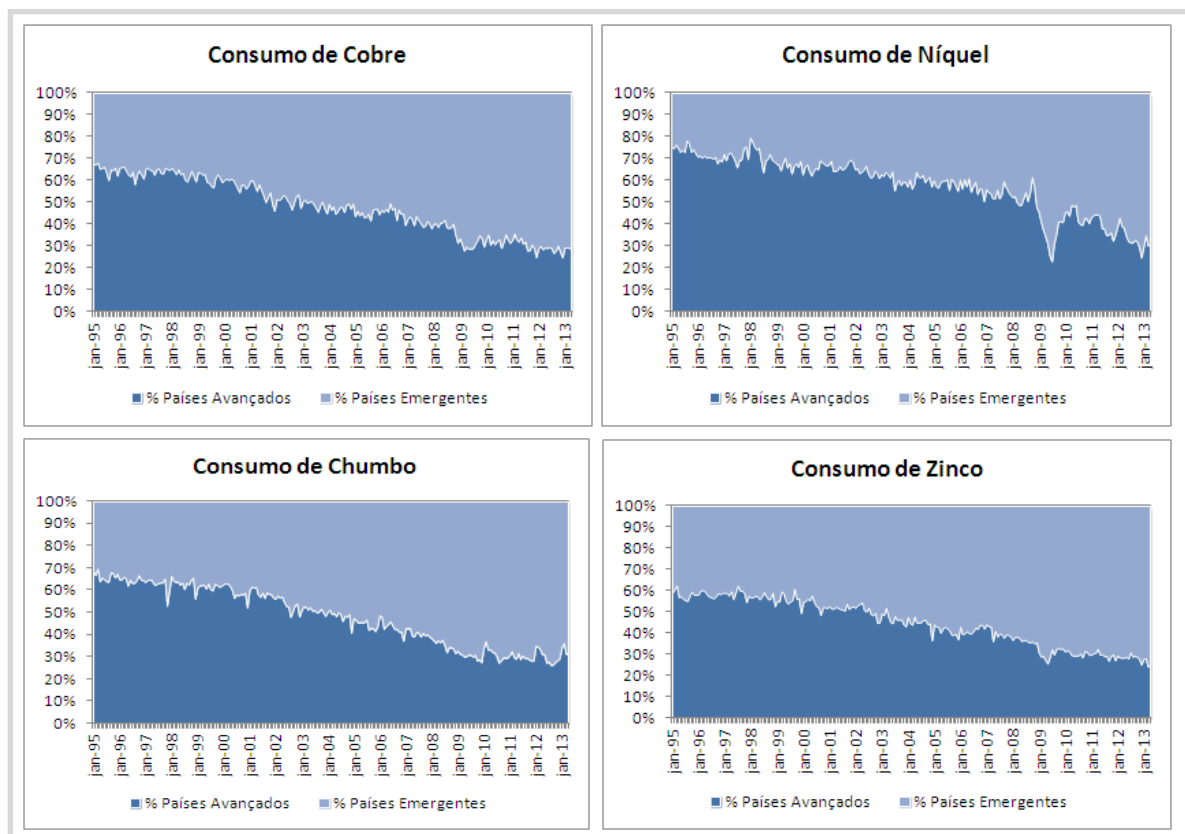


Figura 2: Aumento da demanda de países em desenvolvimento (% do consumo de commodities das principais commodities metálicas).

Fonte: World Bureau of Metal Statistics

O aumento dos preços do petróleo também causou um efeito sobre os preços das demais commodities. Por exemplo, o aumento da demanda por biocombustíveis, que levou ao aumento da demanda por alguns alimentos e culturas não alimentícias, é, em parte, impulsionada pelas preocupações com a alta dos preços do petróleo.

A depreciação do dólar americano diante de uma ampla gama de moedas também pode ter desempenhado um papel relevante, porque a maioria das commodities é cotada em dólar. Commodities, portanto, tornaram-se mais baratas para os consumidores que possuem moedas diferentes do dólar e os lucros dos produtores tornaram-se menores - os dois efeitos combinados levaram a um aumento dos preços em dólares (ver FAO, 2007).

Finalmente, Calvo (2008) argumenta que o excesso de liquidez e baixas taxas de juro contribuíram para o aumento dos preços. Baixas taxas de juros resultariam na expansão da oferta de moeda. Eles também diminuiriam a demanda por ativos líquidos por soberanos, como China, Chile ou Dubai. Ambos os efeitos acabariam por levar a um aumento nos preços. Mas nem todos os preços iriam se mover ao mesmo tempo já que alguns preços são mais flexíveis do que outros. Entre os mais flexíveis, de acordo com Calvo (2008), estão os preços das commodities. Um argumento similar foi feito por Frankel (2005, 2006).

Dada a evolução recente das commodities metálicas, este trabalho tem como objetivo identificar o fator comum associado à dinâmica das commodities através da relação de cointegração e utilização de um fator dinâmico. Com o efeito de financeirização das commodities, o modelo de fator de dinâmico pode vir a capturar efeitos dinâmicos comuns a todas as commodities. Além disso, foram utilizados dados em painel para poder considerar toda a heterogeneidade existente entre as commodities ao longo do período da análise.

Como os metais são importantes inputs dos processos produtivos, é esperado que os metais possuam preços de longo prazo relacionados a fatores industriais globais. A investigação da existência de restrições de curto e longo prazo dos preços das commodities metálicas pode ser feita através dos testes de cointegração, que possibilita a verificação se os preços dos metais possuem tendências comuns – comovimentos de longo prazo. Uma discussão teórica profunda sobre essas questões pode ser encontradas em *Engle e Granger (1987)*, *Vahid e Engle (1993)*, *Vahid e Engle (1997)*, *Hecq et al. (2006)*, e *Athanasopoulos et al. (2011)*.

Neste trabalho iremos verificar se a taxa de juros, o dólar americano e a atividade possuem efeitos transitórios ou permanentes sobre a dinâmica das commodities. Utilizaremos o modelo de correção de erros (VECM) para encontrar as relações de curto e longo prazo, incorporando a heterogeneidade entre as commodities através de dados em painel para verificar qual é o efeito destes fatores quando analisamos as commodities conjuntamente.

Após essa análise, estimaremos um modelo de fator dinâmico para capturar os componentes latentes que identificam dinâmicas comuns para as diversas commodities, sem especificar diretamente qual fator poderia ser. Neste contexto, podemos também avaliar a importância deste fator comum para cada série individualmente e verificar como a importância deste fator comum muda ao longo do tempo.

O trabalho mostra que há comovimentos entre as commodities. O dólar americano, as taxas de juros reais e dados de consumo possuem um efeito permanente sobre a dinâmica das commodities. As taxas de juros se tornam também drivers da relação de curto prazo. O fator dinâmico capturou o movimento conjunto das commodities e sua variância contribuiu para explicar grande parte da variância das commodities metálicas.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: nas seções 2 e 3 iremos discutir sobre as metodologias e os modelos adotados; na seção 4 abordamos as séries de dados utilizadas nas análises e na seção 5 apresentamos os resultados.

## **2. Modelo de Correção de Erros e a dinâmica de curto e longo prazo**

Os preços de commodities geralmente são processos integrados, mas o spread entre dois preços pode ser estacionário e, neste caso, dizemos que os preços são cointegrados. A cointegração é uma medida de dependência de longo prazo entre os preços dos ativos.

Os modelos de correção de erros (VECM) são construídos em duas etapas: a primeira etapa analisa a associação de preços com um conjunto de fundamentos

macroeconômicos em um equilíbrio de longo prazo (cointegração) e a segunda etapa é um modelo dinâmico de correlação, que baseia-se na análise de regressão linear de retornos e seu ajustamento ao componente de longo prazo. A primeira etapa testa e modela a dinâmica de longo prazo, enquanto a segunda modela a dinâmica de curto prazo em um sistema cointegrado.

Quando dizemos que dois ativos são cointegrados, não estamos inicialmente nos referindo a qualquer associação entre os retornos. Teoricamente, é possível ter retornos com baixa correlação quando os preços são cointegrados. A presença de cointegração implica apenas que existe uma associação de longo prazo entre os preços. Cada preço individualmente é um passeio aleatório ou, pelo menos, um processo integrado, de modo que temos pouca ideia de como irá se comportar no futuro. Mas quando dois preços são cointegrados, eles nunca podem se distanciar, pois seu spread tem variância finita. Portanto, dizer que dois preços são cointegrados implica na existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços.

A presença de cointegração também implica que há causalidade estatística entre os retornos. Os retornos de um ativo tendem a defasar o retorno do outro ativo, de modo que grandes mudanças de preços em um ativo tendam a ser seguidas, em algum momento no futuro, por mudanças elevadas no preço do outro ativo. Este tipo de causalidade estatística é chamado de causalidade de Granger, após o economista Clive Granger ganhar o prêmio Nobel em 2006 por seu trabalho pioneiro sobre cointegração.

Os papers clássicos sobre cointegração são de Hendry (1986), Granger (1986) e Engle e Granger (1987). Desde então, a cointegração se tornou uma ferramenta estatística relevante em economia aplicada. A cointegração emergiu como uma poderosa técnica para investigar a dependência de longo prazo em séries temporais multivariadas. Já a utilização do VECM permite inferir as relações de curto e longo prazo entre séries de tempo, além de possibilitar reescrever um VAR de séries não estacionárias em uma forma funcional com desejáveis propriedades estatísticas. A principal vantagem do modelo de correção de erros é

proporcionar uma metodologia estatística sólida para modelar tanto o equilíbrio de longo prazo quanto a dinâmica de curto prazo.

Embora os modelos empíricos de séries temporais financeiras cointegradas sejam comuns na literatura acadêmica, a aplicação prática destes modelos em sistemas de gestão de carteiras ainda está em seus estágios iniciais. O tradicional ponto de partida tanto para alocação de ativos quanto para gestão de riscos é a matriz de correlação, que se baseia nos retornos de ativos financeiros. Com isso, tira-se a tendência dos dados de preço antes mesmo de começar a análise, de modo que qualquer tendência de longo prazo é removida. Assim, a priori, é impossível basear qualquer decisão em tendências comuns nos preços. Em contraste, o primeiro objetivo da análise de cointegração é para testar se há tendências estocásticas comuns nas variáveis.

### **2.1. O VECM em painel**

Avaliaremos se o estoque, taxa de juros reais (Libor 12M), dólar americano efetivo (US dollar) e consumo das commodities metálicas tanto por países desenvolvidos quanto por países emergentes possuem um efeito transitório ou permanente sobre a dinâmica das commodities.

Estimaremos uma relação média para todas as commodities através de uma estrutura de dados em painel, incorporando efeitos específicos de cada commodity na estimação das relações de curto prazo e do coeficiente de ajustamento.

Faremos uma análise agregada de commodities através de VECM em painel. Com isso, iremos incorporar a heterogeneidade entre as commodities e verificar o efeito de fatores que podem afetá-las conjuntamente.

Como preços cointegrados possuem uma tendência estocástica comum, testamos primeiramente se as séries são não estacionárias. Para fazer essa verificação, realizamos o teste de raiz unitária.



Estimamos o modelo com as seguintes especificações:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Comdty}_t) = c + \mu T + \beta_1 \ln(\text{Libor}_t) + \beta_2 \ln(\text{US dollar}_t) + \beta_3 \ln(\text{Estoque}_t) + \\ \beta_4 \ln(\text{ConsumoAvançados}_t) + \beta_5 \ln(\text{ConsumoEmergentes}_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.1.2)$$

Como estamos usando o logaritmo das variáveis, os coeficientes estimados no vetor de cointegração representam as suas respectivas elasticidades de longo prazo (trajetória de equilíbrio) com relação aos preços das commodities.

Utilizamos o Teste de Johansen que determina a quantidade de vetores de cointegração e, simultaneamente, os coeficientes ( $\beta$ 's) do vetor de longo prazo e os coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ 's) do vetor de correção.

Para esse teste, precisamos determinar a quantidade de defasagens e isto é feito através da análise de defasagens do VAR de acordo com os critérios de informação.

Selecionamos o teste de máximo valor autovalor de Johansen, que produz resultados mais robustos do que o teste de traço. Sua hipótese nula é que existem  $r^*$  vetores, contra a hipótese alternativa de que existem  $(r^*+1)$  vetores.

Após verificar a existência de uma combinação linear de séries não estacionárias que seria integrada de ordem nula, estimou-se a equação de cointegração para todas as commodities.

Após a inferência da relação média de longo prazo entre as commodities analisadas, foi estimado o coeficiente de ajustamento e as relações de curto prazo entre as variáveis macroeconômicas e as commodities. Estimamos um modelo de efeitos fixos, visando incorporar as particularidades de cada mercado de commodity à estimativa do VECM.

### 3. O modelo de fator dinâmico

Modelos de fatores dinâmicos foram originalmente propostos por Geweke (1977) como uma extensão de séries de tempo de modelos de fatores previamente desenvolvidas para dados de cross-section. Em um trabalho influente, Sargent e Sims (1977) mostraram que dois fatores dinâmicos podem explicar uma grande fração da variância de variáveis macroeconômicas trimestrais importantes dos Estados Unidos, incluindo dados de produção, emprego e preços. Esta constatação empírica central de que alguns fatores podem explicar uma grande fração da variância de séries macroeconômicas tem sido confirmada por muitos estudos, como Giannone, Reichlin e Sala (2004) e Watson (2004).

A metodologia empregada neste trabalho consiste na estimativa de um modelo bayesiano de um fator dinâmico comum para um conjunto de séries mensais de commodities utilizando método iterativo de simulação de Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Em geral, utilizar um modelo de fator dinâmico para analisar as relações entre séries apresenta clara vantagem em comparação com abordagens mais simples e diretas como a análise da evolução da correlação bivariada pura (ver Baxter e Stockman (1989), Gerlach (1988), Stockman (1988) e Doyle e Fausto (2002)). Primeiro, a análise de correlação simples não permite a separação do componente idiossincrático da fonte puramente comum de comovimentos. Segundo, a análise estática de correlação, por definição, perde a possível persistência das flutuações comuns.

A premissa do modelo de fator dinâmico é que alguns fatores dinâmicos latentes,  $f_t$ , conduzem os comovimentos do vetor de preços de commodities,  $X_t$ , que também é afetado por um vetor de distúrbios idiossincráticos com média zero,  $e_t$ . Esses desvios idiossincráticos surgem do erro de medição e de características especiais que são específicas a uma série individual. Os fatores latentes seguem um processo autorregressivo. O modelo de fator dinâmico pode ser descrito através das equações:

$$X_t = \lambda(L)f_t + e_t \quad (3.1)$$

$$f_t = B(L)f_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

onde há oito séries ( $N=6$ ), assim  $X_t$  e  $e_t$  são  $6 \times 1$ , há  $k$  fatores dinâmicos logo  $f_t$  e  $u_t$  são  $k \times 1$ ,  $L$  é o operador de defasagem e as matrizes de lags polinomiais  $\lambda(L)$  e  $B(L)$  são  $6 \times k$  e  $k \times k$ , respectivamente. O polinômio de defasagem  $i$  de  $\lambda_i(L)$  é chamado de carga do fator dinâmico da série  $i$ ,  $X_{it}$ , enquanto  $\lambda_i(L)f_t$  é chamado de componente comum da série  $i$ . Os distúrbios idiossincráticos não devem ser correlacionados com as inovações do fator para todas as defasagens, ou seja,  $E e_t u'_{t-l} = 0$  para todo  $L$ .

#### 4. Dados

Utilizamos seis séries reais mensais de commodities metálicas começando em Janeiro de 1995 a Abril de 2013. As séries de preço foram obtidas na London Metal Exchange (LME).

Um papel econômico importante dos preços é orientar a alocação de recursos, de forma que distorções nos preços se manifestarão como distorções na alocação dos estoques de commodities. Infelizmente, com poucas exceções, os dados sobre estoques de commodities são muito menos abundantes do que os dados sobre os preços. No entanto, a London Metal Exchange produz dados de alta qualidade e frequência de metais.

A literatura aponta para uma ampla gama de determinantes comuns podem dirigir os preços das commodities. No entanto, ao mesmo tempo, a literatura permanece inconclusiva quanto à importância relativa destes fatores. A principal razão para esta indefinição é a falta de séries de tempo adequadas que meçam ou que sejam boas proxy de drivers potenciais. Na maioria dos trabalhos, é dito que uma medida verdadeira de demanda global e da oferta de commodities não existe e com isso utiliza-se como proxy da demanda global de commodities o índice de produção global.

Neste trabalho utilizamos dados mensais de consumo das commodities metálicas disponíveis na World Bureau of Metals Statistics. Agregamos os dados de consumo

por países avançados e países emergentes, o que permite estimar o efeito China na demanda por commodities.

De acordo com a literatura existente (ver Dornbush 1985, Chu e Morisson 1986, Borenzstein e Reinhart 1994, Alogoskoufis et al. 1990), várias séries temporais macroeconômicas agregadas podem afetar a evolução dos preços das commodities. Por isso, considerando a disponibilidade de dados e a literatura existente, utilizamos as seguintes variáveis:

- Taxa de juros reais. Utilizamos a série de US Libor de 12 meses descontada da expectativa de inflação de 12 meses disponível pelo Federal Reserve Economic Data of St. Louis.
- Taxa de câmbio real efetiva do dólar americano. Utilizamos a taxa de câmbio real efetiva disponível no Federal Reserve Board of Governors.

## **5. O fator comum na dinâmica das commodities metálicas**

### **5.1. A relação de cointegração**

#### **5.1.1. Cointegração vs. Correlação**

Cointegração e correlação são conceitos relacionados, porém diferentes. Baixa correlação não implica necessariamente em não cointegração; tão pouco a baixa cointegração implica necessariamente em baixa correlação.

A tabela 1 mostra a correlação cruzada das séries de retorno das commodities metálicas. Os coeficientes de correlação são positivos e baixos entre a maioria das commodities, com a maior correlação sendo 0,64 entre o cobre e o alumínio.

Tabela 1: Correlações cruzadas entre os metais

	Alumínio	Cobre	Chumbo	Níquel	Estanho	Zinco
Alumínio	1,00	0,64	0,46	0,50	0,49	0,57
Cobre	0,64	1,00	0,52	0,51	0,44	0,62
Chumbo	0,46	0,52	1,00	0,38	0,40	0,57
Níquel	0,50	0,51	0,38	1,00	0,45	0,51
Estanho	0,49	0,44	0,40	0,45	1,00	0,37
Zinco	0,57	0,62	0,57	0,51	0,37	1,00

Quando analisamos a correlação com fatores macroeconômicos como o juros de 1 ano, o dólar americano e consumo também encontramos coeficientes baixos.

Tabela 2: Correlação dos metais com a taxa de juros e dólar americano.

	Libor 1 ano	US dollar
Alumínio	(0,13)	(0,39)
Cobre	(0,21)	(0,41)
Chumbo	(0,15)	(0,32)
Níquel	(0,18)	(0,32)
Estanho	(0,25)	(0,39)
Zinco	(0,13)	(0,33)

Tabela 3: Correlação dos metais com as respectivas demandas de países avançados e emergentes.

	Dda Avançados	Dda Emergentes
Alumínio	(0,12)	0,02
Cobre	0,07	0,01
Chumbo	(0,03)	(0,06)
Níquel	(0,02)	(0,03)
Estanho	0,04	(0,04)
Zinco	(0,00)	(0,01)

A correlação não nos diz nada sobre o comportamento de longo prazo entre dois mercados: eles podem ou não estar se movendo juntos por longos períodos de tempo e a correlação não é a ferramenta adequada para medir isso. A correlação reflete comovimentos nos retornos, que são susceptíveis a instabilidades no tempo. Além disso, os retornos não têm memória de tendência sendo, portanto, uma medida de curto prazo.

Por isso, as carteiras que têm alocações com base em uma matriz de correlação geralmente requerem rebalanceamento frequente. Além disso, estratégias de 'compra e venda' que são baseadas somente em correlações não podem garantir o desempenho de longo prazo devido a ausência de um mecanismo para garantir a reversão dessas carteiras.

Como a correlação não responde questões relacionadas ao desempenho de longo prazo, surge-se a necessidade de ampliar as metodologias padrão de modelagem de risco-retorno para considerar tendências de longo prazo comuns nos preços: isso é exatamente o que a cointegração fornece.

Cointegração mede os comovimentos de longo prazo dos preços e estes podem ocorrer mesmo quando as correlações são baixas.

### 5.1.2. A avaliação agregada de cointegração das commodities

Nessa seção avaliamos os comovimentos de longo de prazo e as relações de curto prazo através da cointegração em painel entre os preços das commodities metálicas e os fundamentos macroeconômicos. O VECM em painel estima o efeito das variáveis macroeconômicas sobre o preço das commodities em média, incorporando a heterogeneidade e as especificidades de todas as commodities.

Quando analisamos as commodities conjuntamente, há cointegração. Encontramos dois vetores de cointegração.

Tabela 4: Vetores de cointegração do VECM em painel

	Cointegr. 1	Cointegr. 2
Preço	1,000	0,000
Libor 12M	-19,921 ***	-4,649 ***
Consumo Avançados	0,000	1,000
Consumo Emergentes	3,459 ***	-0,135
Estoque	-0,021	-0,027
US dollar	19,319 ***	-1,594 ***

A taxa de juros, o dólar americano e o consumo de países emergentes desempenham papel importante na relação de longo prazo com o preço das commodities. O estoque não é significativo no longo prazo.

Na análise agregada de commodities, a taxa de juros é um importante driver da dinâmica de curto prazo assim como a demanda de países avançados. Os termos de correção de erros são significantes.

Na relação de curto prazo, incluímos dummies para cada commodity e com isso, consideramos e estimamos as características individuais de cada commodity que alteram a dinâmica de curto prazo média das commodities.

As dummies do alumínio, estanho e zinco são significantes.

Tabela 5: Coeficientes de ajustamento do VECM em painel

	d_Preço
d_Preço_1	0.198 ***
d_Preço_2	-0.047
d_Libor 12M_1	-1.941 ***
d_Libor 12M_2	1.805 ***
d_Consumo Avançados_1	0.094 ***
d_Consumo Avançados_2	0.073 ***
d_Consumo Emergentes_1	0.023
d_Consumo Emergentes_2	-0.040 *
d_Estoque_1	-0.051 **
d_Estoque_2	0.008
d_US dollar_1	-0.305
d_US dollar_2	-0.601 **
c	0.029 *
d1	0.054 *
d2	0.011
d3	0.007
d4	-0.068
d5	-0.158 *
EC1	0.018 ***
EC2	-0.119 ***

As taxas de juros reais defasadas em dois períodos afetam os preços negativamente. Isto é condizente com o fato de baixas taxas de juros contribuírem para o aumento dos preços das commodities. O preço médio aumenta quando há um aumento de consumo dos emergentes.

## 5.2. O caso de um fator dinâmico comum

Nessa seção vamos utilizar o modelo conforme as equações 3.1 e 3.2 mostrado na seção 3. Após estimar um modelo de fator dinâmico para descobrir se a evolução dos preços das commodities é movida por um fator comum<sup>1</sup> ( $k=1$ ), iremos avaliar a importância deste fator comum para cada série individualmente e verificar como a importância deste fator comum muda ao longo do tempo.

Para a estimação do modelo de fator dinâmico, utilizamos as séries de commodities metálicas com os dados mais longos - de janeiro de 1995 a abril de 2013. Na figura abaixo, podemos observar o fator comum estimado.

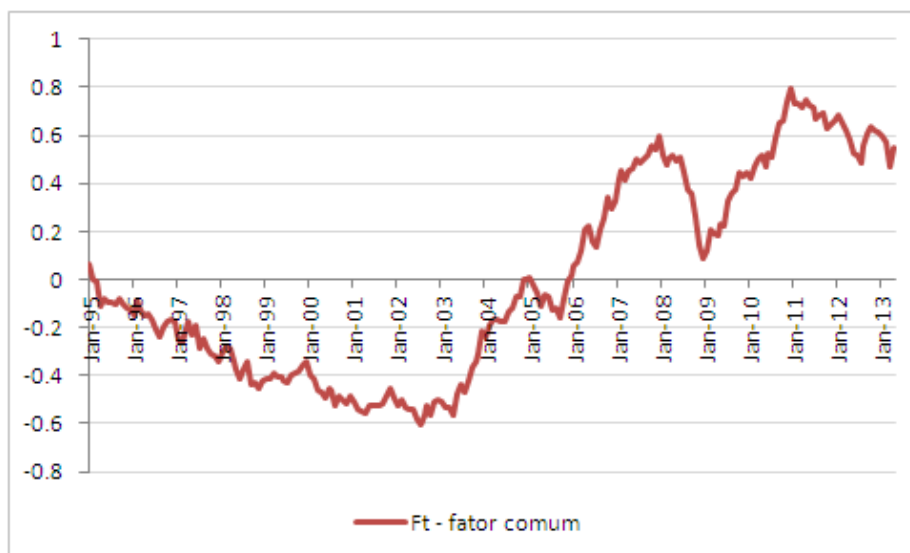


Figura 3: Fator comum das commodities

Podemos observar que esse fator dinâmico possui uma trajetória muito semelhante à trajetória média das commodities analisadas, conforme figura 4.

<sup>1</sup> Os resultados apresentados consideram uma defasagem ( $L=1$ ). Testamos para duas defasagens, porém os resultados foram muito semelhantes.



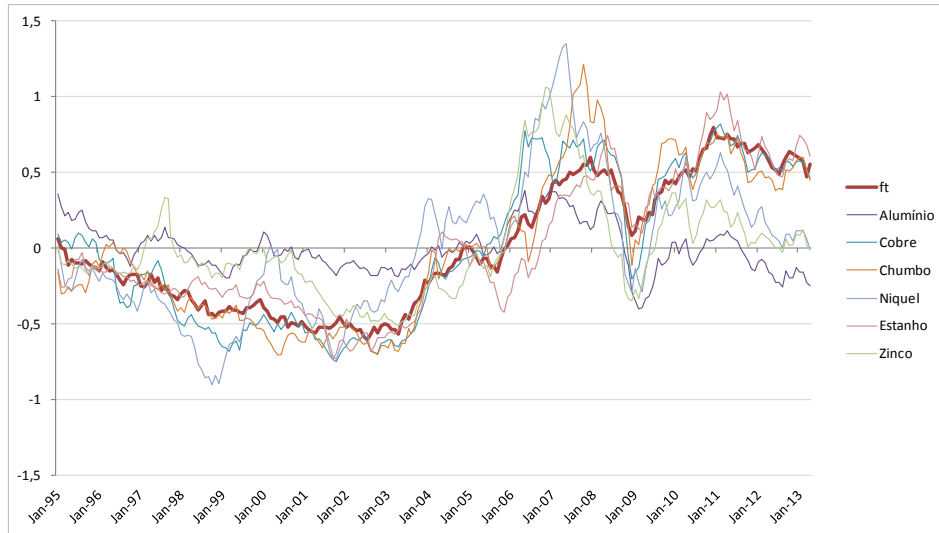


Figura 4: O fator comum e a relação com o comportamento das commodities  
As inovações do fator comum ( $u_t$ ) e os erros idiossincráticos são estacionários de acordo com o teste de raiz unitária de Dickey- Fuller aumentado.

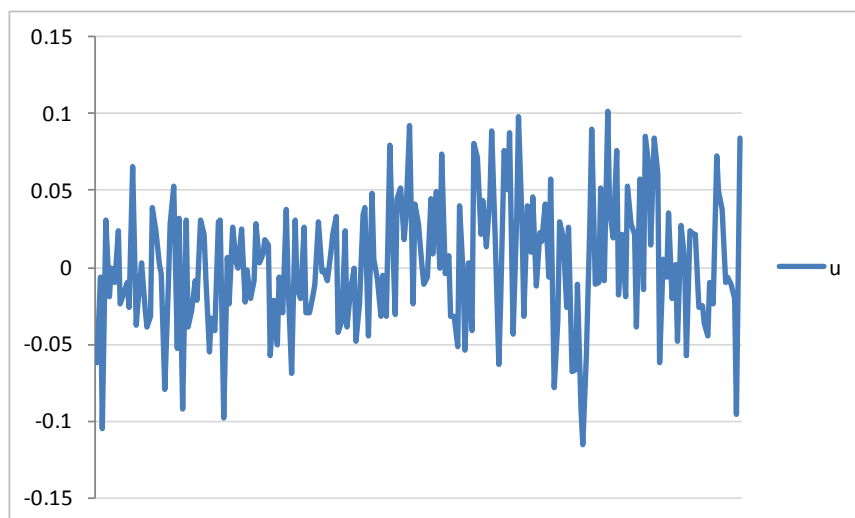


Figura 5: Inovações do fator comum

Com base na estimativa do fator comum, é possível obter algumas medidas de sincronização na evolução dos preços das commodities, observando quanto da volatilidade de cada série de preços das commodities é explicada pela volatilidade do fator comum e o efeito da evolução desse fator comum em cada uma dessas séries.

Na Tabela 6 apresentamos os percentuais das variâncias condicionais dos preços das commodities ( $S_i$ ) que são explicadas pela variância do fator comum conforme equação:

$$S_i = [((\lambda_i)^2 * \text{var}(f_t)) / (\text{var} X_{it})] \quad (5.2.1)$$

Além de calcular a quantidade de volatilidade em cada série que é explicada pela volatilidade do fator comum, também calculamos a correlação entre o fator global e as séries individuais.

Tabela 6: Correlação média e percentuais da variância explicadas pelo fator comum (com todos os dados da amostra).

	% da variância explicada pelo fator comum	Correlação com o fator comum
Alumínio	7%	0,26
Cobre	<b>92%</b>	0,96
Chumbo	<b>90%</b>	0,95
Niquel	57%	0,75
Estanho	<b>89%</b>	0,95
Zinco	42%	0,64
Média	63%	0,75

A variância do fator comum explica mais de 80% da variância do cobre, chumbo e estanho. A correlação dessas commodities com o fator também é altíssima, todas acima de 0,9.

No caso do alumínio, podemos observar que o fator comum não contribuiu de forma relevante para a dinâmica de seu preço. Além da correlação com o fator ser baixa, a sua contribuição para a variância é de apenas 7%.

Para verificar como a importância deste fator comum muda ao longo do tempo, analisamos a correlação móvel média utilizando quatro anos de dados conforme figura 5.



Figura 5: Correlação média com o fator comum (média móvel de 4 anos)

Entre 2005 e meados de 2008, a correlação média das commodities com o fator comum era em torno de 0,9. Durante a crise do subprime, houve uma queda significativa dessa correlação. Após abril de 2010, a correlação média aumentou e recentemente encontra-se em torno de 0,7.

## 6. Conclusão e Estudos Futuros

Apesar da participação de commodities primárias na produção e comércio mundial ter diminuído ao longo do século passado, as flutuações nos preços das commodities continuam afetando a atividade econômica global. Para muitos países, especialmente os países emergentes, os movimentos de preços de commodities têm uma grande influência no seu desempenho macroeconômico. O interesse em compreender a dinâmica das commodities aumentou desde sua financeirização nos anos 2000 e especialmente após atingir níveis recordes de preço no decorrer de 2007 e 2008.

Dada a evolução recente das commodities metálicas, esse trabalho tentou identificar um fator comum associado à dinâmica das commodities através da relação de cointegração e utilização de um fator dinâmico. O dólar americano, as taxas de juros reais e dados de consumo possuem um efeito permanente sobre a dinâmica das commodities. As taxas de juros também são drivers da relação de curto prazo. O

fator dinâmico capturou o movimento conjunto das commodities e sua variância contribuiu para explicar mais de 80% da variância da maioria das commodities metálicas.

Um objeto de estudo futuro seria estudar a influência no fator dinâmico originada pela representatividade da China no consumo das commodities. Além disso, fazer a análise utilizando painel dinâmico poderia aumentar o nosso conhecimento na dinâmica dos preços das commodities.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEXANDER, C. **Market Models, A Guide to Financial Data Analysis**.
- ARANGO; FLOREZ. **Trends, Fluctuations and Determinants of Commodity Prices**. Banco Central de Colombia, 2008.
- BAFFES. **Oil Spills on Other Commodities**. World Bank Policy, 2007.
- BAI, J. ; NG; S. **Determining the number of primitive shocks in factor models**. New York University, 2005.
- BASTOURRE; CARRERA; IBARLUCIA; REDRADO. **Financialization of Commodity Markets: Non-linear Consequences from Heterogeneous Agents Behavior**. Banco Central de Argentina, 2008.
- BAXTER; STOCKMAN. **Business cycles and the exchange rate regime: some international evidence**. Journal of monetary Economics, 23, pp. 377-400, 1989.
- BORENSZTEIN; REINHART. **The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices**. IMF Staff Papers, Vol. 41, No. 2, 236-258, 1994.
- CALVO. **Exploding Commodity Prices, Lax Monetary Policy, and Sovereign Wealth Funds**. VoxEU, 2008.
- COOPER; LAWRENCE. **The 1972-75 commodity boom**. Brookings Paper on Economic Activity, Vol. 64 1-715 (716-723), 1975.
- DEATON; LAROQUE. **On the behavior of commodity prices**. Review of Economic Studies, Vol. 59, pp. 1-23, 1992.
- DEB; TRIVED; VARANGIS. **The Excess Co-Movement of Commodity Prices Reconsidered**. Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, No. 3. (May - Jun., 1996), pp. 275-291,1996.
- ENGLE, R. ; GRANGER, W.J. **Cointegration and error correction-representation, estimation, and testing**. Econometrica, V.50, p. 987-1007, 1982.
- GARGANO, A. ; TIMMERMANN, A. **Predictive Dynamics in Commodity Prices**, 2012.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London Prentice Hall, 1995, 176p.
- HEBLING. **Commodities Boom Riding a Wave**, 2008.

KOOP; KOROBILIS. **Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics**, 2010.

LOPES; WEST. **Bayesian Model Assessment in Factor Analysis**. Federal University of Rio de Janeiro and Duke University, 2004.

PINDYCK, R. **The Long-Run Evolution of Energy Prices**, 1999.

SCHWARTZ, E. ; SMITH, J. **Short-term Variations and Long-term Dynamics in Commodity Prices**. Management Science, Vol. 46, No.7, 2000.

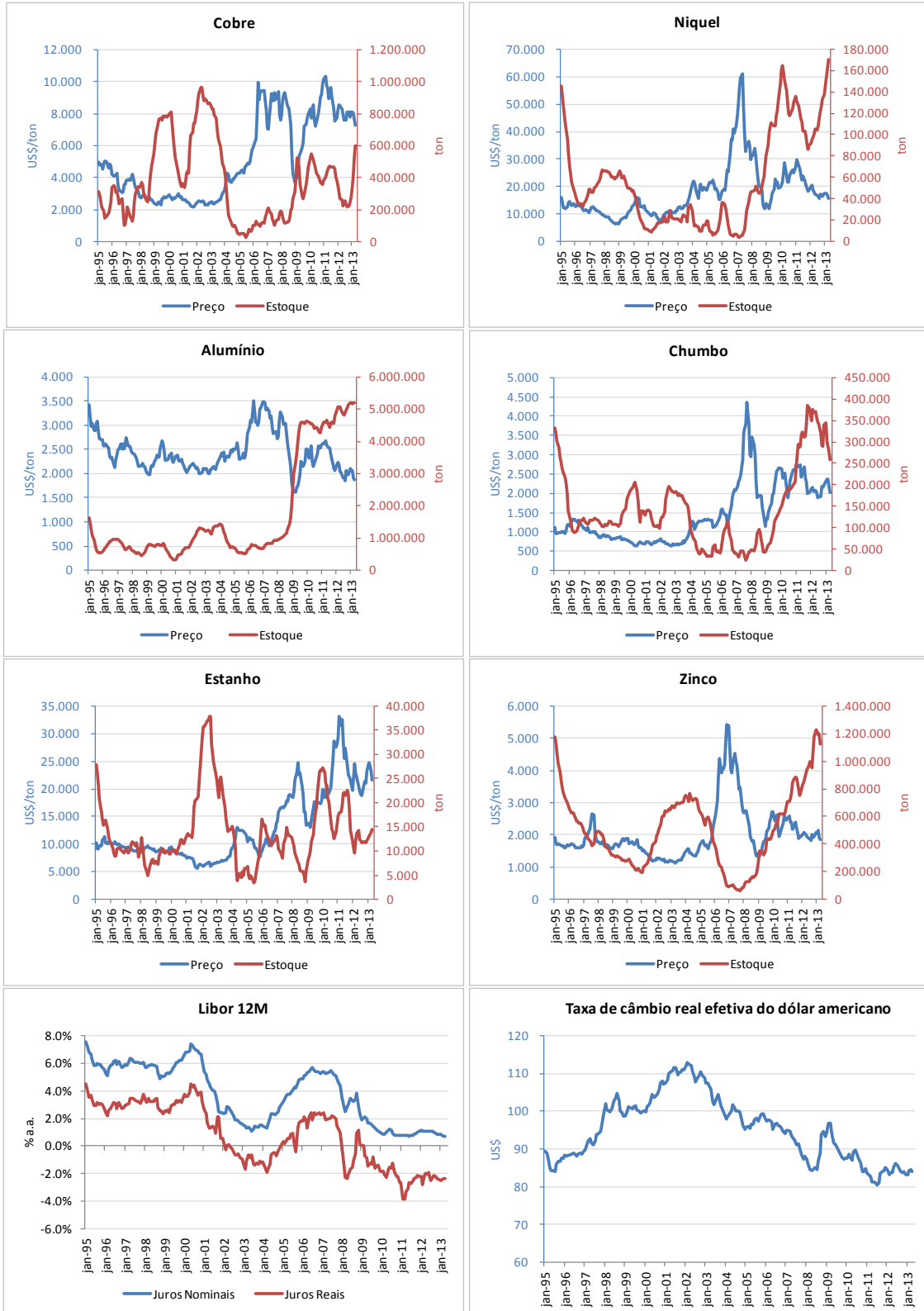
SCHWARZ, E. **The Stochastic Behaviour of Commodities Prices**. The Journal of Finance, Vol. 52, No. 3.

SHEPHARD, N. **Forecasting Using Time Series Data**.

VANSTEENKISTE, I. **How important are common factors in driving non-fuel commodity prices? A dynamic factor analysis**, 2009.

## APÊNDICES

### A: Gráficos das séries utilizadas



## B. Testes de Raiz Unitária

Teste Aumentado de Dickey-Fuller incluindo uma defasagem  
dimensão de amostragem 122

hipótese nula de raiz unitária:  $a = 1$

Tabela 7: Teste de raiz unitária de cada variável.

Variável	P-valor Assintótico
Libor	0,4827
US dollar	0,2799
IP Global	0,669
Copper	0,4031
Stock Copper	0,2836
Dda Copper advanced	0,111
Dda Copper Emerging	0,487
Lead	0,4668
Stock Lead	0,5312
<i>Dda Lead advanced</i>	<i>0,04035</i>
Dda Lead Emerging	0,5494
Nickel	0,5081
Stock Nickel	0,5823
Dda Nickel advanced	0,102
Dda Nickel Emerging	0,5963
Prim Alum	0,3596
Stock Prim Alum	0,8265
Dda Prim Alum advanced	0,1979
Dda Prim Alum Emerging	0,584
Tin	0,341
Stock Tin	0,1494
<i>Dda Tin advanced</i>	<i>0,03231</i>
<i>Dda Tin Emerging</i>	<i>0,000379</i>
Zinc	0,2956
Stock Zinc	0,8196
Dda Zinc advanced	0,3098
Dda Zinc Emerging	0,2185



Tabela 8: Teste de raiz unitária dos erros idiossincráticos e inovação do fator do modelo de fator dinâmico.

Variável	P-valor Assintótico
e1	0.02872
e2	0.001102
e3	0.009832
e4	0.0006218
e5	0.0001
e6	8.73E-05
e7	2.02E-05
e8	0.02691
e9	0.0001254
e10	0.02978
u	9.53E-14

### C. Resultados do modelo de correção de erros (VECM) em painel

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/13/13 Time: 23:04

Sample: 1 744

Included observations: 732

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	PRICE	DDA_ADVAN CED	DDA_EMERG ING	LIBOR	STOCK	US_DOLLAR
PRICE(-1)	1.184435 (0.04259) [ 27.8101]	0.093985 (0.05223) [ 1.79936]	-0.005529 (0.05295) [-0.10443]	0.001825 (0.00254) [ 0.71799]	-0.149780 (0.07016) [-2.13488]	0.006300 (0.00706) [ 0.89279]
PRICE(-2)	-0.211280 (0.04275) [-4.94260]	-0.039129 (0.05242) [-0.74639]	0.039600 (0.05314) [ 0.74519]	-0.002483 (0.00255) [-0.97308]	0.147158 (0.07042) [ 2.08982]	-0.008943 (0.00708) [-1.26276]
DDA_ADVANCED(-1)	-0.029522 (0.02917) [-1.01210]	0.504965 (0.03577) [ 14.1161]	-0.061079 (0.03626) [-1.68441]	0.007317 (0.00174) [ 4.20226]	-0.201392 (0.04805) [-4.19133]	0.009384 (0.00483) [ 1.94173]
DDA_ADVANCED(-2)	-0.044423 (0.02923) [-1.51977]	0.299596 (0.03585) [ 8.35742]	0.078916 (0.03634) [ 2.17170]	-0.004683 (0.00174) [-2.68401]	0.066798 (0.04815) [ 1.38727]	0.007796 (0.00484) [ 1.60981]
DDA_EMERGING(-1)	0.078557 (0.02882) [ 2.72572]	0.015559 (0.03535) [ 0.44019]	0.683575 (0.03583) [ 19.0788]	0.000591 (0.00172) [ 0.34343]	-0.037291 (0.04748) [-0.78546]	-0.008706 (0.00478) [-1.82326]
DDA_EMERGING(-2)	-0.058626 (0.02881) [-2.03497]	-0.014564 (0.03533) [-0.41222]	0.226013 (0.03581) [ 6.31067]	-0.001857 (0.00172) [-1.07971]	0.134731 (0.04746) [ 2.83901]	0.009569 (0.00477) [ 2.00464]
LIBOR(-1)	-0.896744 (0.64702) [-1.38596]	-0.849995 (0.79350) [-1.07120]	-1.886984 (0.80435) [-2.34597]	1.069690 (0.03862) [ 27.6944]	0.106606 (1.06583) [ 0.10002]	0.187589 (0.10720) [ 1.74988]
LIBOR(-2)	1.902745 (0.64723) [ 2.93985]	0.296422 (0.79375) [ 0.37344]	1.777313 (0.80461) [ 2.20891]	-0.154704 (0.03864) [-4.00403]	-0.651827 (1.06617) [-0.61137]	-0.257378 (0.10724) [-2.40012]

STOCK(-1)	-0.040567 (0.02115) [-1.91777]	-0.006445 (0.02594) [-0.24844]	0.046923 (0.02630) [ 1.78433]	-0.000721 (0.00126) [-0.57090]	1.414117 (0.03485) [ 40.5823]	0.003322 (0.00350) [ 0.94799]
STOCK(-2)	0.051743 (0.02118) [ 2.44343]	0.010158 (0.02597) [ 0.39112]	-0.021142 (0.02633) [-0.80309]	-0.000216 (0.00126) [-0.17081]	-0.457176 (0.03488) [-13.1058]	-0.004705 (0.00351) [-1.34107]
US_DOLLAR(-1)	-0.179070 (0.24582) [-0.72847]	0.644469 (0.30147) [ 2.13778]	0.543635 (0.30559) [ 1.77897]	0.028392 (0.01467) [ 1.93483]	-0.803138 (0.40493) [-1.98340]	1.297352 (0.04073) [ 31.8542]
US_DOLLAR(-2)	0.344582 (0.24694) [ 1.39542]	-0.201629 (0.30284) [-0.66579]	-0.458513 (0.30698) [-1.49361]	-0.028432 (0.01474) [-1.92870]	1.023699 (0.40678) [ 2.51660]	-0.340282 (0.04091) [-8.31707]
D1	0.055833 (0.02790) [ 2.00117]	0.235568 (0.03422) [ 6.88455]	0.034898 (0.03468) [ 1.00614]	-0.000530 (0.00167) [-0.31850]	0.132954 (0.04596) [ 2.89281]	-0.020171 (0.00462) [-4.36348]
D2	0.068292 (0.01270) [ 5.37523]	0.042575 (0.01558) [ 2.73249]	0.009836 (0.01579) [ 0.62276]	-0.000673 (0.00076) [-0.88797]	-7.01E-05 (0.02093) [-0.00335]	-0.007100 (0.00211) [-3.37309]
D3	0.003126 (0.01146) [ 0.27286]	-0.025548 (0.01405) [-1.81853]	0.022536 (0.01424) [ 1.58247]	-0.001216 (0.00068) [-1.77814]	-0.062886 (0.01887) [-3.33248]	0.001654 (0.00190) [ 0.87132]
D4	-0.000611 (0.05954) [-0.01027]	-0.469311 (0.07302) [-6.42714]	-0.191722 (0.07402) [-2.59016]	0.001171 (0.00355) [ 0.32932]	-0.106495 (0.09808) [-1.08579]	0.035855 (0.00986) [ 3.63453]
D5	-0.091382 (0.08987) [-1.01683]	-0.771341 (0.11022) [-6.99849]	-0.229037 (0.11172) [-2.05005]	0.002700 (0.00536) [ 0.50326]	-0.278834 (0.14804) [-1.88348]	0.063065 (0.01489) [ 4.23538]
R-squared	0.995548	0.997099	0.997145	0.940104	0.996018	0.974723
Adj. R-squared	0.995449	0.997034	0.997081	0.938763	0.995929	0.974158
Sum sq. resids	3.548679	5.337345	5.484355	0.012646	9.629619	0.097416
S.E. equation	0.070450	0.086399	0.087581	0.004206	0.116052	0.011672
F-statistic	9993.214	15357.10	15608.31	701.3918	11177.50	1723.247
Log likelihood	911.8261	762.4421	752.4974	2974.954	546.4599	2227.719
Akaike AIC	-2.444880	-2.036727	-2.009556	-8.081840	-1.446612	-6.040217
Schwarz SC	-2.338147	-1.929994	-1.902823	-7.975108	-1.339879	-5.933484
Mean dependent	8.555919	12.10849	12.50496	-0.006876	11.85283	4.514823
S.D. dependent	1.044247	1.586341	1.621100	0.016995	1.818828	0.072610
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.00E-18					
Determinant resid covariance	5.21E-18					
Log likelihood	8333.181					
Akaike information criterion	-22.48957					
Schwarz criterion	-21.84917					

## VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: PRICE DDA\_ADVANCED DDA\_EMERGING LIBOR STOCK

US\_DOLLAR

Exogenous variables: D1 D2 D3 D4 D5

Date: 11/13/13 Time: 23:05

Sample: 1 744

Included observations: 600

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	139.5623	NA	2.80e-08	-0.365208	-0.145361	-0.279626
1	6625.009	12733.09	1.29e-17	-21.86336	-21.37970	-21.67508

2	6851.035	439.2442	6.84e-18	-22.49678	-21.74931*	-22.20581
3	6922.866	138.1555	6.07e-18	-22.61622	-21.60493	-22.22254
4	6992.889	133.2776	5.42e-18	-22.72963	-21.45452	-22.23326*
5	7049.018	105.7089	5.07e-18	-22.79673	-21.25780	-22.19765
6	7093.774	83.39591	4.93e-18	-22.82591	-21.02317	-22.12414
7	7137.032	79.73797	4.81e-18	-22.85011	-20.78355	-22.04564
8	7237.188	182.6172	3.89e-18	-23.06396	-20.73359	-22.15679
9	7296.472	106.9093	3.60e-18	-23.14157	-20.54738	-22.13171
10	7367.319	126.3437	3.21e-18	-23.25773	-20.39972	-22.14517
11	7425.883	103.2678	2.98e-18	-23.33294	-20.21112	-22.11768
12	7509.952	146.5605	2.55e-18	-23.49317	-20.10754	-22.17521
13	7571.828	106.6324	2.34e-18	-23.57943	-19.92997	-22.15877
14	7609.462	64.10471	2.33e-18	-23.58487	-19.67161	-22.06152
15	7649.167	66.83675	2.31e-18	-23.59722	-19.42014	-21.97117
16	7684.999	59.60052	2.32e-18	-23.59666	-19.15577	-21.86791
17	7758.130	120.1787	2.06e-18	-23.72043	-19.01572	-21.88898
18	7813.382	89.69178	1.94e-18	-23.78461	-18.81608	-21.85046
19	7870.232	91.14870	1.82e-18	-23.85411	-18.62176	-21.81726
20	7919.187	77.51249	1.75e-18	-23.89729	-18.40113	-21.75774
21	7973.071	84.23911	1.66e-18	-23.95690	-18.19693	-21.71466
22	8041.933	106.2771	1.49e-18	-24.06644	-18.04265	-21.72150
23	8074.259	49.24275	1.52e-18	-24.05420	-17.76659	-21.60656
24	8138.388	96.40827*	1.40e-18*	-24.14796*	-17.59654	-21.59762

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Johansen Fisher

Panel

Cointegration

Test

Series: DDA\_ADVANCED DDA\_EMERGING LIBOR PRICE STOCK

US\_DOLLAR

Date: 11/13/13 Time: 23:06

Sample: 1 744

Included observations: 744

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.* (from trace test)	Prob.	Fisher Stat.* (from max-eigen test)	Prob.
None	84.60	0.0000	61.47	0.0000
At most 1	37.29	0.0002	21.48	0.0438
At most 2	21.69	0.0411	11.18	0.5133
At most 3	15.62	0.2095	12.31	0.4211
At most 4	10.82	0.5447	7.302	0.8371
At most 5	22.18	0.0355	22.18	0.0355

\* Probabilities  
are computed  
using asymptotic  
Chi-square  
distribution.

Individual cross section results

Trace Test

Max-Eign Test

Cross Section	Statistics	Prob.**	Statistics	Prob.**
<b>Hypothesis of no cointegration</b>				
Prim Alum	113.9522	0.0016	54.0387	0.0007
Copper	127.3451	0.0001	57.6566	0.0002
Lead	100.3586	0.0232	41.6028	0.0334
Nickel	110.9081	0.0030	41.7433	0.0322
Tin	118.7327	0.0005	51.0944	0.0020
Zinc	126.0089	0.0001	36.1443	0.1299
<b>Hypothesis of at most 1 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	59.9135	0.2380	26.6964	0.2799
Copper	69.6885	0.0512	30.6999	0.1143
Lead	58.7558	0.2756	26.1787	0.3100
Nickel	69.1648	0.0563	31.8606	0.0854
Tin	67.6383	0.0737	22.7478	0.5498
Zinc	89.8646	0.0006	34.1334	0.0466
<b>Hypothesis of at most 2 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	33.2171	0.5449	14.5639	0.7818
Copper	38.9886	0.2607	16.6261	0.6122
Lead	32.5771	0.5802	14.2936	0.8019
Nickel	37.3042	0.3333	16.2734	0.6425
Tin	44.8905	0.0925	22.0253	0.2191
Zinc	55.7312	0.0077	26.4619	0.0690
<b>Hypothesis of at most 3 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	18.6532	0.5180	11.3541	0.6120
Copper	22.3624	0.2788	11.7205	0.5754
Lead	18.2835	0.5452	11.0500	0.6423
Nickel	21.0308	0.3557	14.6948	0.3109
Tin	22.8652	0.2528	12.3783	0.5108
Zinc	29.2692	0.0574	20.6041	0.0591
<b>Hypothesis of at most 4 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	7.2991	0.5431	5.6636	0.6567
Copper	10.6420	0.2345	9.1887	0.2708
Lead	7.2335	0.5507	4.9553	0.7475
Nickel	6.3360	0.6558	5.3964	0.6912
Tin	10.4869	0.2451	6.8959	0.5015
Zinc	8.6651	0.3973	6.3905	0.5636
<b>Hypothesis of at most 5 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	1.6355	0.2009	1.6355	0.2009
Copper	1.4533	0.2280	1.4533	0.2280
Lead	2.2782	0.1312	2.2782	0.1312
Nickel	0.9397	0.3324	0.9397	0.3324
Tin	3.5910	0.0581	3.5910	0.0581
Zinc	2.2746	0.1315	2.2746	0.1315

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

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/13/13 Time: 23:07

Sample: 1 744

Included observations: 726

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CoIntEq1	CoIntEq2
PRICE(-1)	1.000000	0.000000
DDA_ADVANCED(-1)	0.000000	1.000000
DDA_EMERGING(-1)	3.458778 (0.38815) [ 8.91090]	-0.135314 (0.11586) [-1.16791]
LIBOR(-1)	-19.92114 (4.00287)	-4.649615 (1.19483)

		[-4.97671]	[-3.89146]			
STOCK(-1)	-0.020949 (0.07954) [-0.26339]	-0.027423 (0.02374) [-1.15509]				
US_DOLLAR(-1)	19.31882 (1.37302) [ 14.0703]	-1.594560 (0.40984) [-3.89073]				
C	-138.9187	-2.923721				
Error Correction:	D(PRICE)	D(DDA_ADVANCED)	D(DDA_EMERGING)	D(LIBOR)	D(STOCK)	D(US_DOLLAR)
CointEq1	0.018327 (0.00625) [ 2.93176]	-0.004514 (0.00761) [-0.59292]	-0.031828 (0.00771) [-4.12902]	0.001266 (0.00037) [ 3.37945]	-0.004471 (0.01044) [-0.42828]	-0.006680 (0.00099) [-6.78132]
CointEq2	-0.118553 (0.02352) [-5.04009]	-0.109364 (0.02865) [-3.81760]	-0.075729 (0.02901) [-2.61087]	0.007561 (0.00141) [ 5.36561]	-0.070027 (0.03928) [-1.78281]	0.005314 (0.00371) [ 1.43357]
D(PRICE(-1))	0.197750 (0.04373) [ 4.52189]	0.051629 (0.05326) [ 0.96937]	0.016780 (0.05393) [ 0.31116]	0.000513 (0.00262) [ 0.19586]	-0.102424 (0.07303) [-1.40257]	0.011291 (0.00689) [ 1.63847]
D(PRICE(-2))	-0.047480 (0.04402) [-1.07857]	0.089579 (0.05361) [ 1.67084]	0.012511 (0.05428) [ 0.23048]	0.002171 (0.00264) [ 0.82331]	-0.203423 (0.07351) [-2.76728]	0.002778 (0.00694) [ 0.40043]
D(DDA_ADVANCED(-1))	0.093905 (0.03419) [ 2.74656]	-0.398235 (0.04164) [-9.56381]	0.009775 (0.04216) [ 0.23186]	0.000529 (0.00205) [ 0.25845]	-0.135138 (0.05709) [-2.36697]	-0.005154 (0.00539) [-0.95660]
D(DDA_ADVANCED(-2))	0.072955 (0.03142) [ 2.32193]	-0.164223 (0.03827) [-4.29162]	0.065982 (0.03874) [ 1.70301]	-0.003474 (0.00188) [-1.84576]	-0.094666 (0.05247) [-1.80429]	-0.012752 (0.00495) [-2.57556]
D(DDA_EMERGING(-1))	0.022860 (0.03268) [ 0.69957]	-0.010684 (0.03980) [-0.26847]	-0.240529 (0.04030) [-5.96913]	-9.77E-05 (0.00196) [-0.04990]	-0.110812 (0.05457) [-2.03072]	0.005169 (0.00515) [ 1.00377]
D(DDA_EMERGING(-2))	-0.040309 (0.03083) [-1.30763]	-0.071216 (0.03754) [-1.89693]	-0.130760 (0.03801) [-3.43996]	0.000560 (0.00185) [ 0.30311]	-0.045575 (0.05148) [-0.88536]	0.005889 (0.00486) [ 1.21227]
D(LIBOR(-1))	-1.941473 (0.65053) [-2.98446]	-0.279126 (0.79227) [-0.35231]	-1.277268 (0.80217) [-1.59226]	0.159494 (0.03897) [ 4.09277]	0.697617 (1.08630) [ 0.64220]	0.300027 (0.10251) [ 2.92685]
D(LIBOR(-2))	1.805390 (0.64245) [ 2.81018]	-1.822636 (0.78243) [-2.32946]	-0.978131 (0.79221) [-1.23469]	-0.033020 (0.03849) [-0.85798]	-1.350908 (1.07280) [-1.25923]	-0.043269 (0.10124) [-0.42741]
D(STOCK(-1))	-0.051435 (0.02377) [-2.16374]	-0.025451 (0.02895) [-0.87911]	-0.010429 (0.02931) [-0.35578]	-4.33E-06 (0.00142) [-0.00304]	0.450286 (0.03969) [ 11.3437]	0.000255 (0.00375) [ 0.06797]
D(STOCK(-2))	0.007987 (0.02373) [ 0.33658]	0.016166 (0.02890) [ 0.55935]	0.012354 (0.02926) [ 0.42217]	0.001645 (0.00142) [ 1.15700]	-0.049921 (0.03963) [-1.25978]	-0.003511 (0.00374) [-0.93902]

D(US_DOLLAR(-1))	-0.305134 (0.25858) [-1.18003]	0.359556 (0.31492) [ 1.14172]	0.370537 (0.31886) [ 1.16207]	0.029684 (0.01549) [ 1.91632]	-1.101464 (0.43180) [-2.55088]	0.416113 (0.04075) [ 10.2122]
D(US_DOLLAR(-2))	-0.600531 (0.26351) [-2.27896]	-0.291464 (0.32093) [-0.90819]	-0.022401 (0.32494) [-0.06894]	-0.007390 (0.01579) [-0.46812]	0.375052 (0.44003) [ 0.85233]	-0.165545 (0.04152) [-3.98678]
C	0.029283 (0.02000) [ 1.46384]	0.056262 (0.02436) [ 2.30931]	0.100507 (0.02467) [ 4.07442]	-0.005949 (0.00120) [-4.96431]	0.044669 (0.03340) [ 1.33721]	0.007107 (0.00315) [ 2.25442]
D1	0.054394 (0.04294) [ 1.26686]	0.139139 (0.05229) [ 2.66082]	0.205747 (0.05295) [ 3.88603]	-0.012968 (0.00257) [-5.04171]	0.096202 (0.07170) [ 1.34176]	0.019785 (0.00677) [ 2.92420]
D2	0.011306 (0.02516) [ 0.44943]	0.063667 (0.03064) [ 2.07817]	0.117223 (0.03102) [ 3.77904]	-0.006853 (0.00151) [-4.54801]	0.042356 (0.04201) [ 1.00834]	0.014944 (0.00396) [ 3.77006]
D3	0.006644 (0.01278) [ 0.51971]	-0.017339 (0.01557) [-1.11370]	-0.045373 (0.01576) [-2.87829]	0.002476 (0.00077) [ 3.23280]	-0.013390 (0.02135) [-0.62723]	-0.006520 (0.00201) [-3.23660]
D4	-0.068495 (0.05902) [-1.16054]	-0.181606 (0.07188) [-2.52654]	-0.283552 (0.07278) [-3.89612]	0.017843 (0.00354) [ 5.04678]	-0.116681 (0.09856) [-1.18391]	-0.029539 (0.00930) [-3.17615]
D5	-0.157561 (0.11218) [-1.40457]	-0.362672 (0.13662) [-2.65462]	-0.542485 (0.13833) [-3.92177]	0.034638 (0.00672) [ 5.15459]	-0.252272 (0.18732) [-1.34674]	-0.051341 (0.01768) [-2.90446]
R-squared	0.199417	0.233802	0.136472	0.098843	0.281243	0.262094
Adj. R-squared	0.177872	0.213182	0.113232	0.074591	0.261900	0.242236
Sum sq. resids	3.515161	5.213886	5.345022	0.012614	9.801905	0.087284
S.E. equation	0.070562	0.085937	0.087011	0.004227	0.117829	0.011119
F-statistic	9.255670	11.33858	5.872421	4.075643	14.53957	13.19800
Log likelihood	904.8093	761.7002	752.6832	2948.501	532.5559	2246.340
Akaike AIC	-2.437491	-2.043251	-2.018411	-8.067497	-1.412000	-6.133169
Schwarz SC	-2.311112	-1.916872	-1.892032	-7.941118	-1.285621	-6.006790
Mean dependent	0.005639	-0.002144	0.006178	-0.000111	0.005123	-0.002003
S.D. dependent	0.077822	0.096882	0.092399	0.004394	0.137150	0.012773
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.26E-18				
Determinant resid covariance		4.45E-18				
Log likelihood		8322.228				
Akaike information criterion		-22.56261				
Schwarz criterion		-21.72851				

#### D. Resultados do modelo quando utilizamos o índice de produção global ao invés do consumo por commodities.

Realizamos também todas as análises descritas nesse trabalho utilizando a série de produção industrial global disponível na CPB World Trade Monitor como proxy de demanda ao invés de utilizar os dados de consumo.

A figura 6 ilustra a série de dados utilizada.

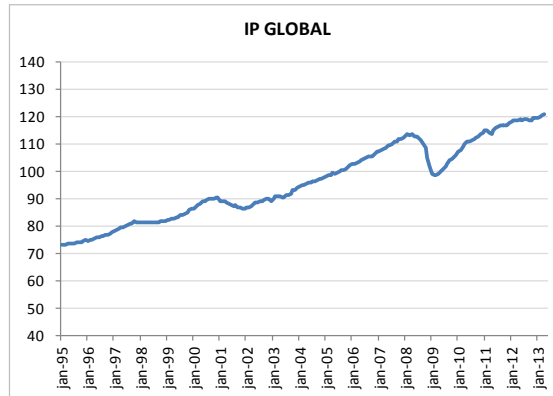


Figura 6: Série de índice de produção global

Quando analisamos a correlação das commodities com o índice de produção global também encontramos coeficientes baixos.

Tabela 8: Correlação dos metais com o índice de produção global

	IP Global
Alumínio	0,32
Cobre	0,35
Chumbo	0,21
Níquel	0,23
Estanho	0,19
Zinco	0,18

Quando utilizamos o índice de produção industrial, também há cointegração. A taxa de juros e o dólar americano continuam desempenhando papel importante na relação de longo prazo. O índice de produção industrial também é significativo.

Tabela 9: Vetor de cointegração do VECM em painel utilizando o índice de produção global

	Preço
Libor 12M	-96.343 ***
IP_Global	39.484 ***
Estoque	0.198
US dollar	68.984 ***

Neste caso, encontramos apenas um vetor de cointegração.

Na análise agregada de commodities, a taxa de juros e o índice de produção global são importantes drivers da dinâmica de curto prazo. O termo de correção de erros também se mantém significativo.

Na relação de curto prazo, incluímos dummies para cada commodity e com isso, consideramos e estimamos as características individuais de cada commodity que alteram a dinâmica de curto prazo média das commodities.

Apenas a do níquel é significativa quando utilizamos os dados de produção industrial.

Tabela 10: Coeficientes de ajustamento do VECM em painel utilizando o índice de produção global

	d_Preço
d_Preço_1	0.246 ***
d_Preço_2	-0.016
d_Libor 12M_1	-1.528 ***
d_Libor 12M_2	1.903 ***
d_IP Global_1	1.003 **
d_IP Global_2	0.172
d_Estoque_1	-0.026
d_Estoque_2	0.034 *
d_US dollar_1	-0.242
d_US dollar_2	-0.329
c	0.005
d1	-0.007
d2	-0.005
d3	0.008
d4	-0.018 **
d5	-0.007
EC1	0.009 ***

## D.1 Resultados do modelo de correção de erros do (VECM) em painel

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/13/13 Time: 23:14

Sample: 1 744

Included observations: 732

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	PRICE	IP_GLOBAL	LIBOR	STOCK	US_DOLLAR
--	-------	-----------	-------	-------	-----------



PRICE(-1)	1.174850 (0.04263) [ 27.5575]	0.015979 (0.00298) [ 5.35842]	0.000824 (0.00258) [ 0.31982]	-0.054822 (0.07112) [-0.77081]	0.006589 (0.00710) [ 0.92848]
PRICE(-2)	-0.211915 (0.04251) [-4.98492]	-0.013241 (0.00297) [-4.45285]	-0.001129 (0.00257) [-0.43966]	0.035182 (0.07092) [ 0.49608]	-0.007724 (0.00708) [-1.09156]
IP_GLOBAL(-1)	1.564045 (0.41330) [ 3.78429]	1.568180 (0.02891) [ 54.2439]	0.007542 (0.02498) [ 0.30198]	-1.957913 (0.68950) [-2.83963]	-0.201449 (0.06880) [-2.92823]
IP_GLOBAL(-2)	-1.568111 (0.40252) [-3.89576]	-0.579633 (0.02816) [-20.5868]	-0.009148 (0.02432) [-0.37606]	2.128782 (0.67151) [ 3.17015]	0.217988 (0.06700) [ 3.25351]
LIBOR(-1)	-1.102889 (0.64652) [-1.70589]	0.115819 (0.04522) [ 2.56105]	1.073706 (0.03907) [ 27.4815]	0.015248 (1.07857) [ 0.01414]	0.233964 (0.10762) [ 2.17406]
LIBOR(-2)	2.154231 (0.64501) [ 3.33986]	-0.115702 (0.04512) [-2.56446]	-0.160719 (0.03898) [-4.12324]	-0.541424 (1.07604) [-0.50316]	-0.318342 (0.10736) [-2.96507]
STOCK(-1)	-0.020984 (0.02065) [-1.01622]	0.002685 (0.00144) [ 1.85891]	-0.001220 (0.00125) [-0.97743]	1.441159 (0.03445) [ 41.8363]	-0.000667 (0.00344) [-0.19393]
STOCK(-2)	0.035481 (0.02082) [ 1.70450]	-0.001553 (0.00146) [-1.06665]	0.000134 (0.00126) [ 0.10613]	-0.473905 (0.03473) [-13.6466]	-0.001221 (0.00346) [-0.35226]
US_DOLLAR(-1)	-0.062489 (0.24869) [-0.25128]	-0.058748 (0.01740) [-3.37723]	0.028714 (0.01503) [ 1.91063]	-0.999724 (0.41488) [-2.40968]	1.279155 (0.04140) [ 30.9010]
US_DOLLAR(-2)	0.089474 (0.24642) [ 0.36310]	0.062865 (0.01724) [ 3.64717]	-0.023565 (0.01489) [-1.58245]	0.950654 (0.41109) [ 2.31251]	-0.289258 (0.04102) [-7.05209]
D1	-0.019598 (0.01206) [-1.62448]	-0.001956 (0.00084) [-2.31747]	0.001617 (0.00073) [ 2.21790]	0.054497 (0.02013) [ 2.70777]	0.002971 (0.00201) [ 1.47953]
D2	0.052616 (0.01472) [ 3.57393]	-0.002314 (0.00103) [-2.24663]	-0.000356 (0.00089) [-0.39987]	-0.001449 (0.02456) [-0.05902]	8.22E-05 (0.00245) [ 0.03355]
D3	0.016981 (0.01211) [ 1.40243]	0.002006 (0.00085) [ 2.36844]	-0.001578 (0.00073) [-2.15618]	-0.049309 (0.02020) [-2.44104]	-0.002819 (0.00202) [-1.39863]
D4	0.118459 (0.02568) [ 4.61319]	-0.003670 (0.00180) [-2.04299]	-0.001852 (0.00155) [-1.19343]	-0.023387 (0.04284) [-0.54593]	-0.001765 (0.00427) [-0.41292]
D5	0.128453 (0.02306) [ 5.56969]	-0.001428 (0.00161) [-0.88547]	-0.003272 (0.00139) [-2.34778]	-0.080130 (0.03847) [-2.08266]	-0.004455 (0.00384) [-1.16040]
R-squared	0.995536	0.996356	0.938458	0.995905	0.974421
Adj. R-squared	0.995449	0.996285	0.937257	0.995825	0.973921
Sum sq. resids	3.557983	0.017409	0.012994	9.902321	0.098582
S.E. equation	0.070444	0.004927	0.004257	0.117519	0.011726
F-statistic	11422.68	14001.97	780.9742	12455.83	1950.980
Log likelihood	910.8677	2857.982	2965.036	536.2392	2223.366

Akaike AIC	-2.447726	-7.767711	-8.060207	-1.424151	-6.033788
Schwarz SC	-2.353550	-7.673535	-7.966032	-1.329975	-5.939612
Mean dependent	8.555919	4.667001	-0.006876	11.85283	4.514823
S.D. dependent	1.044247	0.080838	0.016995	1.818828	0.072610
<hr/>					
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.66E-18				
Determinant resid covariance	2.40E-18				
Log likelihood	9656.357				
Akaike information criterion	-26.17857				
Schwarz criterion	-25.70769				
<hr/>					

## VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: PRICE IP\_GLOBAL LIBOR STOCK US\_DOLLAR

Exogenous variables: D1 D2 D3 D4 D5

Date: 11/13/13 Time: 23:15

Sample: 1 744

Included observations: 600

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	437.2040	NA	1.74e-07	-1.374013	-1.190808	-1.302695
1	7577.410	14042.41	8.72e-18	-25.09137	-24.72496	-24.94873
2	7965.371	756.5234	2.60e-18	-26.30124	-25.75162	-26.08728
3	8043.462	150.9763	2.18e-18	-26.47821	-25.74539	-26.19293
4	8128.450	162.8936	1.78e-18	-26.67817	-25.76214	-26.32158
5	8181.384	100.5748	1.63e-18	-26.77128	-25.67205	-26.34337
6	8221.737	75.99704	1.55e-18	-26.82246	-25.54002	-26.32323
7	8278.149	105.3033	1.39e-18	-26.92716	-25.46152	-26.35662
8	8351.383	135.4820	1.19e-18	-27.08794	-25.43909	-26.44608
9	8410.489	108.3618	1.06e-18	-27.20163	-25.36958	-26.48845
10	8504.633	171.0274	8.42e-19	-27.43211	-25.41685	-26.64761
11	8570.830	119.1552	7.34e-19	-27.56943	-25.37097	-26.71361
12	8661.542	161.7696	5.90e-19	-27.78847	-25.40680	-26.86134
13	8746.100	149.3853	4.85e-19	-27.98700	-25.42212	-26.98854
14	8808.898	109.8973	4.28e-19	-28.11299	-25.36491	-27.04322
15	8860.512	89.46398	3.92e-19	-28.20171	-25.27042	-27.06062
16	8925.588	111.7144	3.44e-19	-28.33529	-25.22080	-27.12288
17	9054.771	219.6109	2.43e-19	-28.68257	-25.38487	-27.39884
18	9113.483	98.83189	2.18e-19	-28.79494	-25.31404	-27.43990
19	9182.152	114.4479	1.89e-19	-28.94051	-25.27640	-27.51414
20	9288.255	175.0706	1.44e-19	-29.21085	-25.36354	-27.71317
21	9381.211	151.8272	1.15e-19	-29.43737	-25.40685	-27.86837
22	9495.151	184.2031	8.61e-20	-29.73384	-25.52011	-28.09352
23	9575.724	128.9179	7.17e-20	-29.91908	-25.52215	-28.20744
24	9741.376	262.2820*	4.51e-20*	-30.38792*	-25.80779*	-28.60497*

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Johansen Fisher

Panel

Cointegration

Test

Series: IP\_GLOBAL LIBOR PRICE STOCK US\_DOLLAR

Date: 11/19/13 Time: 22:25

Sample: 1 744

Included observations: 744

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.* (from trace test)	Prob.	Fisher Stat.* (from max-eigen test)	Prob.
None	39.08	0.0001	32.04	0.0014
At most 1	16.47	0.1707	11.69	0.4708
At most 2	9.897	0.6250	7.303	0.8370
At most 3	8.127	0.7751	7.362	0.8328
At most 4	14.88	0.2478	14.88	0.2478

\* Probabilities  
are computed  
using asymptotic  
Chi-square  
distribution.

Individual cross section results

Cross Section	Trace Test Statistics	Prob.**	Max-Eign Test Statistics	Prob.**
<b>Hypothesis of no cointegration</b>				
Prim Alum	62.1052	0.1765	31.0367	0.1052
Copper	71.8432	0.0342	37.0332	0.0203
Lead	64.4592	0.1243	30.9030	0.1088
Nickel	73.2208	0.0261	33.1860	0.0603
Tin	60.9446	0.2075	27.8910	0.2186
Zinc	88.5137	0.0008	35.0443	0.0362
<b>Hypothesis of at most 1 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	31.0685	0.6628	18.3601	0.4654
Copper	34.8100	0.4581	19.4480	0.3806
Lead	33.5562	0.5262	15.0355	0.7454
Nickel	40.0348	0.2213	20.1948	0.3278
Tin	33.0536	0.5538	16.8675	0.5914
Zinc	53.4694	0.0135	24.6699	0.1130
<b>Hypothesis of at most 2 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	12.7084	0.9044	8.1488	0.8944
Copper	15.3620	0.7562	9.4207	0.7971
Lead	18.5207	0.5278	13.5348	0.4043
Nickel	19.8400	0.4338	13.9629	0.3681
Tin	16.1861	0.6992	9.7377	0.7688
Zinc	28.7995	0.0648	14.5968	0.3182
<b>Hypothesis of at most 3 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	4.5596	0.8537	4.5109	0.8019
Copper	5.9412	0.7025	4.7007	0.7790
Lead	4.9859	0.8103	3.5133	0.9068
Nickel	5.8771	0.7100	3.7592	0.8838
Tin	6.4484	0.6425	4.8509	0.7606
Zinc	14.2028	0.0775	13.4827	0.0662
<b>Hypothesis of at most 4 cointegration relationship</b>				
Prim Alum	0.0487	0.8252	0.0487	0.8252
Copper	1.2405	0.2654	1.2405	0.2654
Lead	1.4726	0.2249	1.4726	0.2249
Nickel	2.1179	0.1456	2.1179	0.1456
Tin	1.5975	0.2063	1.5975	0.2063
Zinc	0.7200	0.3961	0.7200	0.3961

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

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/19/13 Time: 22:35

Sample: 1 744

Included observations: 726  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1				
PRICE(-1)	1.000000				
IP_GLOBAL(-1)	39.48415 (5.41228) [ 7.29529]				
LIBOR(-1)	-96.34293 (13.6674) [-7.04912]				
STOCK(-1)	0.198236 (0.20716) [ 0.95690]				
US_DOLLAR(-1)	68.98383 (6.85976) [ 10.0563]				
C	-507.2822				

Error Correction:	D(PRICE)	D(IP_GLOBAL)	D(LIBOR)	D(STOCK)	D(US_DOLLAR)
CointEq1	0.009038 (0.00201) [ 4.50460]	-0.000149 (0.00013) [-1.11466]	0.000455 (0.00012) [ 3.79629]	-0.006557 (0.00329) [-1.99034]	-0.002232 (0.00030) [-7.40990]
D(PRICE(-1))	0.246147 (0.04373) [ 5.62839]	0.016367 (0.00292) [ 5.60217]	-0.001476 (0.00261) [-0.56554]	-0.042177 (0.07180) [-0.58739]	0.004618 (0.00657) [ 0.70334]
D(PRICE(-2))	-0.016225 (0.04472) [-0.36281]	-0.004884 (0.00299) [-1.63503]	0.001207 (0.00267) [ 0.45213]	-0.148471 (0.07342) [-2.02211]	0.001547 (0.00671) [ 0.23045]
D(IP_GLOBAL(-1))	1.003382 (0.54836) [ 1.82978]	0.523549 (0.03663) [ 14.2922]	-0.014892 (0.03273) [-0.45501]	-1.698350 (0.90034) [-1.88634]	-0.013031 (0.08232) [-0.15829]
D(IP_GLOBAL(-2))	0.172346 (0.52471) [ 0.32846]	0.120618 (0.03505) [ 3.44112]	-0.007188 (0.03132) [-0.22951]	-0.060629 (0.86152) [-0.07038]	-0.427931 (0.07877) [-5.43246]
D(LIBOR(-1))	-1.528407 (0.65620) [-2.32918]	0.131057 (0.04384) [ 2.98974]	0.147735 (0.03917) [ 3.77199]	0.387394 (1.07740) [ 0.35956]	0.256904 (0.09851) [ 2.60783]
D(LIBOR(-2))	1.902844 (0.65710) [ 2.89584]	-0.214878 (0.04390) [-4.89522]	-0.051182 (0.03922) [-1.30500]	-0.534515 (1.07887) [-0.49544]	-0.055374 (0.09865) [-0.56133]
D(STOCK(-1))	-0.026332 (0.02394) [-1.09970]	0.001150 (0.00160) [ 0.71877]	-0.001193 (0.00143) [-0.83485]	0.469413 (0.03931) [ 11.9399]	-0.003462 (0.00359) [-0.96315]
D(STOCK(-2))	0.034682 (0.02361) [ 1.46915]	0.000889 (0.00158) [ 0.56367]	0.000389 (0.00141) [ 0.27597]	-0.051402 (0.03876) [-1.32617]	-0.004999 (0.00354) [-1.41050]
D(US_DOLLAR(-1))	-0.241881 (0.26644)	-0.038545 (0.01780)	0.015175 (0.01590)	-0.880642 (0.43746)	0.403623 (0.04000)

		[-0.90783]	[-2.16558]	[ 0.95421]	[-2.01308]	[ 10.0908]
D(US_DOLLAR(-2))	-0.329260 (0.27767) [-1.18579]	-0.040708 (0.01855) [-2.19462]	-0.025415 (0.01657) [-1.53350]	0.404994 (0.45590) [ 0.88834]	-0.201376 (0.04169) [-4.83083]	
C	0.005342 (0.00678) [ 0.78823]	0.000480 (0.00045) [ 1.06108]	0.000234 (0.00040) [ 0.57851]	0.001975 (0.01113) [ 0.17745]	-0.002050 (0.00102) [-2.01442]	
D1	-0.007339 (0.00934) [-0.78617]	0.000106 (0.00062) [ 0.16918]	-0.000187 (0.00056) [-0.33572]	0.006176 (0.01533) [ 0.40289]	0.001032 (0.00140) [ 0.73652]	
D2	-0.004603 (0.00948) [-0.48559]	0.000104 (0.00063) [ 0.16356]	-0.000442 (0.00057) [-0.78094]	0.003727 (0.01556) [ 0.23949]	0.002033 (0.00142) [ 1.42856]	
D3	0.008225 (0.00934) [ 0.88045]	-0.000123 (0.00062) [-0.19678]	0.000207 (0.00056) [ 0.37045]	-0.002499 (0.01534) [-0.16291]	-0.001056 (0.00140) [-0.75322]	
D4	-0.018197 (0.01002) [-1.81571]	0.000275 (0.00067) [ 0.41009]	-0.000831 (0.00060) [-1.38934]	0.020488 (0.01646) [ 1.24511]	0.004244 (0.00150) [ 2.82056]	
D5	-0.006969 (0.00962) [-0.72459]	0.000137 (0.00064) [ 0.21280]	-0.000580 (0.00057) [-1.00956]	0.004071 (0.01579) [ 0.25779]	0.002710 (0.00144) [ 1.87727]	
R-squared	0.157191	0.538432	0.058202	0.268490	0.294910	
Adj. R-squared	0.138171	0.528016	0.036949	0.251982	0.278998	
Sum sq. resids	3.700567	0.016514	0.013183	9.975823	0.083402	
S.E. equation	0.072246	0.004826	0.004312	0.118618	0.010846	
F-statistic	8.264643	51.69187	2.738466	16.26428	18.53404	
Log likelihood	886.1508	2850.721	2932.489	526.1716	2262.853	
Akaike AIC	-2.394355	-7.806394	-8.031650	-1.402677	-6.186923	
Schwarz SC	-2.286933	-7.698972	-7.924228	-1.295255	-6.079501	
Mean dependent	0.005639	0.002320	-0.000111	0.005123	-0.002003	
S.D. dependent	0.077822	0.007025	0.004394	0.137150	0.012773	
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.21E-18				
Determinant resid covariance		1.96E-18				
Log likelihood		9649.156				
Akaike information criterion		-26.33376				
Schwarz criterion		-25.76506				