

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE SÃO PAULO
PUC-SP**

RAFAEL DE AZEVEDO RAMIRES LEÃO

**EVIDÊNCIAS DA NÃO-LINEARIDADE DO *PASS-THROUGH*
CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO INDUSTRIAL: ESTUDO DE CASO
BRASILEIRO**

**MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA DA MUNDIALIZAÇÃO
E DO DESENVOLVIMENTO**

SÃO PAULO

2015

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE SÃO PAULO
PUC-SP

RAFAEL DE AZEVEDO RAMIRES LEÃO

**EVIDÊNCIAS DA NÃO-LINEARIDADE DO *PASS-THROUGH*
CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO INDUSTRIAL: ESTUDO DE CASO
BRASILEIRO**

**MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA DA MUNDIALIZAÇÃO
E DO DESENVOLVIMENTO**

Trabalho Final apresentado à Banca Examinadora da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, como exigência parcial para obtenção do título de MESTRE PROFISSIONAL em Economia da Mundialização e do Desenvolvimento, sob a orientação do Prof., Dr. José Nicolau Pompeo.

Banca Examinadora

Agradecimentos

Primeiramente gostaria de agradecer à minha mãe Ederli e seu marido Aizenaque Grimaldi, os quais me possibilitaram realizar este mestrado. Também agradeço a minha amada namorada Natália, que abdicou muito de seu tempo para me ajudar e ouvir muito sobre todos os assuntos e anseios no qual este trabalho foi desenvolvido e aos meus queridos amigos do mestrado e da vida. Por fim agradeço aos Prof. Dr. José Nicolau Pompeo (PUC-SP), orientador dessa monografia e Prof. Dr. Jean-Pierre Laffargue (Paris-Sorbonne), através dos quais, cumprimento e agradeço a todos os professores do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia da Mundialização e do Desenvolvimento.

Resumo

Esta pesquisa buscou verificar a existência de características não lineares ou assimétricas do repasse cambial para inflação industrial no Brasil através de uma medida de instabilidade macroeconômica. Assim como uma série de trabalhos anteriores, o argumento é que o *pass-through* cambial ocorre de maneira não linear, ao invés de linear como a maioria das pesquisas pressupõem e, portanto é melhor estimado quando se usa métodos não lineares. Nesta pesquisa, para verificar essas evidências, foi utilizado o modelo de regressão de transição suave (*smooth transition regression*), seguindo o estudo de Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009). Os resultados sugerem que o *pass-through* cambial responde de maneira não linear ao aumento do risco macroeconômico percebido pelos seus agentes e expresso no Risco-País. A produção industrial e os preços de importações de bens manufaturados também demonstraram influências não lineares na inflação industrial.

Abstract

This research attempted to verify the existence of nonlinearities or asymmetric characteristics of exchange rate pass-through to industrial inflation in Brazil, through a measure of macroeconomic instability. Like many previous researches, the argument is that the exchange rate pass-through occurs in a nonlinear way rather than linear, as most research presuppose, and therefore is best estimated when using nonlinear methods. In this research, to verify this evidence, the smooth transition regression model was used, following the study of Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009). The results suggest that the exchange rate pass-through responds nonlinearly to an increase of macroeconomic risk perceived by its agents and expressed in Country Risk. Industrial production and the prices of imports of manufactured goods also showed nonlinear influence on industrial inflation.

JEL: C01, C50, E31, E52, F41

Palavras-Chave: *Pass-through* Cambial, Inflação, Regressão de Transição Suave.

Sumário

Sumário.....	5
Introdução.....	6
1. Revisão literária.....	8
2. A atualidade do debate	9
3. Aproximação Não linear do Repasse Cambial para Inflação.....	11
3.1 Modelo Teórico	11
3.2 Especificações Empíricas	15
3.3 Resultados.....	19
4. Teste de Robustez.....	30
5. Conclusões	32
Referências	34
Anexo	36

Introdução

No início da primeira década dos anos 2000 e também nos primeiros anos do segundo decênio deste mesmo período, os movimentos cambiais de valorização e desvalorização, ressuscitaram o debate sobre o *pass-through* da taxa de câmbio e principalmente sobre a maneira com que este se transmite para os preços domésticos. De mesmo modo que observado por Belaisch (2003), Campa & Goldberg (2005) no início da década passada, as oscilações nas taxas de câmbios têm sido repassadas para os preços domésticos, em menor ou maior grau, dependendo do país. Consequentemente, este repasse tem influenciado os indicadores de inflação.

Conforme constatado por Campa & Goldberg (2005) na década passada, os efeitos do *pass-through* cambial (PTC) continuam a desempenhar um fator importante no debate e na avaliação sobre as políticas monetárias e regime cambiais ótimos dentro dos modelos de equilíbrio geral, principalmente quando levamos em conta países que operam sobre Regime de Metas de Inflação (RMI). Sendo, portanto, muito importante para os *policy-makers*, conhecerem seus mecanismos de propagação.

Em virtude das oscilações mais recentes das taxas de câmbio, principalmente nos países emergentes, o debate sobre o seu efeito e mecanismos de propagação na inflação foi reacendido. Contudo, o objetivo desta pesquisa concentrou-se em comprovar a existência de características não lineares ou assimétricas do repasse cambial para inflação no Brasil, através das medidas de instabilidade macroeconômica, conforme constatado por Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009).

De maneira diferente destes autores, foi utilizado como medida de variação dos preços o Índice de Preços do Atacado Industrial (IPA-Industrial), visando encontrar possíveis diferentes graus de repasse cambial e outras fontes de influências não lineares.

Assim como Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), constatamos que o *pass-through* cambial (PTC) aparenta reagir de maneira não linear ao EMBI+Br¹ (Risco País), bem como

¹ “O EMBI+Br é um índice que reflete o comportamento de títulos da dívida externa brasileira. A variação do índice entre duas datas permite calcular o retorno de uma carteira composta por esses títulos. O spread do EMBI+Br é o valor normalmente utilizado pelos investidores e público em geral como medida do risco-Brasil e corresponde à média ponderada dos prêmios pagos por esses títulos em relação a papéis de prazo equivalente do Tesouro dos Estados Unidos, que são considerados livres de risco. Esse prêmio de risco é chamado no jargão de mercado como spread over Treasury dessa carteira. Basicamente, o mercado usa o EMBI+Br para medir a capacidade de o país honrar os seus compromissos financeiros, ou seja, quanto maior a pontuação do indicador de risco, maior é o risco de crédito do país a que se refere. Assim, para conseguir atrair capital estrangeiro em montante suficiente para o financiamento de sua dívida externa, um país com spread elevado no EMBI+ necessita oferecer altas taxas de juros em seus papéis.” Fonte: < <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq%209-risco%20pa%C3%ADs.pdf> > Acessado: 22 de agosto de 2014.

também encontramos evidência que a produção industrial e o preço dos importados também exercem influências não lineares sobre a inflação industrial.

De modo a verificar a validade do modelo e checar a robustez, foi realizada a troca da variável EMBI+Br pelo *spread* do CDS² brasileiro da dívida soberana de 5 anos e os resultados encontrados se mantiveram. Ou seja, as variáveis se comportam de maneira não linear ao risco macroeconômico capturado por essas duas variáveis, EMBI+Br e CDS.

A presente pesquisa está dividida em sete seções. Na primeira parte da pesquisa, apresentamos uma breve revisão literária dos principais autores sobre o tema, juntamente com alguns resultados que obtiveram. Na segunda parte, é destacado o contexto da importante discussão do PTC no Brasil, apresentando alguns dados importantes. Na terceira parte, é apresentada a Aproximação Não-Linear do Repasse Cambial para Inflação, dividindo a seção em três subseções, o modelo teórico, as especificações empíricas e os resultados. Na quarta parte da pesquisa foi realizada a checagem de robustez do modelo encontrado. Por fim, na quinta seção a pesquisa é concluída, resumindo as principais informações obtidas. Ao término da pesquisa, são apresentadas as referências bibliográficas e o anexo.

² CDS são semelhantes à compra de um seguro contra default (inadimplência) de crédito ou cobertura de eventos creditícios. O comprador da proteção paga o chamado prêmio (*spread*) do default swap, geralmente expresso em pontos base. Se o evento especificado (principalmente a inadimplência) é acionado, os vendedores da proteção cobrem partes das perdas. Na prática, o comprador oferece ativos específicos pré-definidos (títulos, empréstimos, etc.) para o vendedor e recebe 100% do principal especificado no contrato de CDS.

1. Revisão literária

Conforme ressaltado pela pesquisa de Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) e observando o trabalho de Marazzi *et al.* (2005), as pesquisas publicadas até o momento não nos deixam concluir se o PTC ocorre de maneira não linear ou assimétrica. Na pesquisa conduzida por Marazzi et Al. (2005) a investigação empírica sobre não linearidades do PTC chegou a resultados inconclusivos.

No caso brasileiro, Carneiro, Monteiro & Wu (2002) encontraram evidências de diferentes mecanismos não lineares do coeficiente de repasse em função de condições macroeconômicas entre os diferentes grupos de preços do IPCA, sugerindo que a relação entre inflação e câmbio não deve ser trabalhada apenas pela especificação linear, neste caso, para o IPCA. Neste trabalho, os autores buscaram especificações não lineares para o coeficiente do PTC, de maneira que eles fossem função de variáveis macroeconômicas que influenciassem o PTC.

Carneiro, Monteiro & Wu (2002) utilizaram o PTC em função do câmbio real e do nível de atividade econômica (taxa de desemprego), argumentando que quanto menor o nível de atividade, menos aquecida estará a demanda interna, e conseqüentemente menor é o espaço para o reajuste de preços. Já o câmbio real, quanto maior for o seu nível, o preço relativo dos produtos importados em comparação com seus concorrentes similares nacionais se torna mais caro, o que faz com que um reajuste adicional reduza a competitividade desses produtos.

Os autores encontraram que quando a não linearidade do coeficiente do PTC era ignorada pelo modelo linear, algumas vezes se superestimava a contribuição da desvalorização, outras vezes subestimava-se.

De maneira análoga, as evidências encontradas por Correa & Minella (2006) apontam na direção da existência de não linearidades nos mecanismos do PTC, utilizando-se como variáveis limiars i) o nível de atividade econômica; ii) a variação da taxa de câmbio, e iii) a volatilidade da taxa de câmbio.

Segundo Correa & Minella (2006), os resultados obtidos em sua pesquisa estão possivelmente relacionados ao comportamento de *pricing-to-market*, custos de menu para mudanças de preços e incerteza sobre o grau de persistência das variações cambiais, em última medida, capturada pelos graus de riscos da economia.

Estes autores ressaltam na pesquisa a importância de desvendar com mais detalhes o mecanismo de repasse cambial com um nível mais desagregado da formação de preços, tal

como o objetivo da presente pesquisa, o de encontrar não-linearidades na formação de preços no nível industrial, contudo, utilizando-se como variável limiar o Risco País (EMBI+Br).

Ademais, Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) citam que a literatura demonstra que a assimetria do PTC varia muito em grau e direção entre países e tipos de indústria e que os ajustes assimétricos também dependem de outros fatores como ambiente inflacionário, pressões de demanda e credibilidade das políticas econômicas. De maneira análoga, Gaulier *et al* (2006) também identificam diversos parâmetros, como a elasticidade da demanda percebida, o poder de mercado das firmas no país de destino, entre outros fatores que podem promover repasses incompletos do câmbio para os preços.

Portanto, muitos são os fatores que, segundo a literatura econômica, afetam o grau de repasse com que os choques na taxa de câmbio são absorvidos pelos preços, podendo assim existir muitas fontes de não linearidade do PTC.

Nesta pesquisa buscamos estimar o PTC para a inflação industrial através de um modelo de Regressão de Transição Suave (*Smooth Transition Regression*) utilizando como variável limiar a medida de risco país, EMBI+Br. Adicionalmente para a estimação do modelo, utilizamos a Produção Industrial como *proxy* da atividade econômica e o Índice de Preços, em dólar, das Importações de Bens Manufaturados como *proxy* dos custos enfrentado pelos importadores.

Por fim, a novidade desta análise é que utilizamos como medida de variação dos preços, o Índice de Preços do Atacado Industrial (IPA-Industrial), buscando encontrar possíveis diferentes graus de repasse cambial e confirmar outras fontes de influências não lineares para inflação, dado um nível de risco macroeconômico.

2. A atualidade do debate

Após a eclosão da crise de 2008, os bancos centrais das principais economias do mundo começaram um processo de reduzir suas taxas de juros de curto prazo. Os países desenvolvidos, principalmente EUA, Japão e Reino Unido, logo atingiram taxas de juros muito próximas de zero. Uma das políticas econômicas colocadas em prática pelo Ben Bernanke, presidente do Federal Reserve a época, foi a de expansão da liquidez no mercado, através da aquisição de ativos financeiros pelo banco central norte-americano. Esta política monetária ficou conhecida como afrouxamento monetário (em inglês, *Quantitative Easing* - *QE*).

Conforme sintetiza Valente (2013), duas rodadas de "QE I" foram executadas em Novembro de 2008 e Março de 2009, durante a crise financeira. A terceira rodada foi o anúncio do "QE II" em novembro de 2010. O Federal Reserve comprou um total de US\$ 1,75 trilhões em dívidas, títulos lastreados em hipotecas (MBS) e títulos do próprio governo americano (*treasuries*) no "QE I", seguido por um segundo programa de compra de *treasuries* em US\$ 600 bilhões no terceiro trimestre de 2010. Estendendo a política de afrouxamento, em 12 de dezembro de 2012, o FOMC anunciou que iria comprar títulos do Tesouro de longo prazo a um ritmo de US \$ 45 bilhões por mês (QE III). Em seguida, a compra total mensal seria de US \$85 bilhões de ativos e que seguiria até o final de 2012.

Depois das políticas de afrouxamento monetário executadas pelas principais economias mundiais no contexto pós-crise de 2008, principalmente nos EUA, Japão e Reino Unido, os mercados de capitais foram inundados com divisas, que se locomoveram ao redor do globo para outros mercados, em especial para os países emergentes e em desenvolvimento, procurando obter ganhos de *carry-trade*. A principal causa dessa busca de rendimentos ao redor do mundo pelo capital financeiro foi devido às principais economias mundiais apresentarem dificuldade de superar a crise e voltarem a crescer.

Em 2013, essa política de afrouxamento monetário passou a se normalizar, de maneira mais forte nos EUA, e de maneira suficiente para causar rearranjo nas alocações de capitais financeiros internacionais, promovendo desvalorização das moedas dos principais mercados emergentes, que outrora eram destino dessas divisas.

No caso brasileiro, o Real valorizou-se paulatinamente após 2002 (Figura 1), fazendo com que a cotação do Dólar em Real atingisse o patamar mais baixo desde os anos 2000 em meados de 2008. Tal valorização da moeda brasileira foi interrompida pela eclosão da crise financeira mundial, provocando uma rápida desvalorização do real até o fim daquele mesmo ano. No entanto, nos dois anos seguintes o Real voltou a valorizar-se ante o dólar, até meados de 2011, e desde então começou a desvalorizar-se novamente, atingindo taxas expressivas (Figura 2) de desvalorização em 2012 e 2013, influenciado pela expectativa de deterioração do ciclo internacional de liquidez devido ao início da normalização da política monetária frouxa praticada pelos EUA e a sinalização do possível aumento dos juros básicos americano (*FED Fund rate*) até meados de 2015.

Devido a esse movimento recente, o debate sobre o *pass-through* cambial foi reacendido, principalmente nos países emergentes, como é o caso do Brasil. Por ter implantado o Regime de Metas de Inflação (RMI) desde junho de 1999, a preocupação com o movimento cambial é constante, e tem sido alvo de políticas especiais pelo Banco Central

Brasileiro (BCB). Atualmente, o RMI brasileiro opera com meta central de 4,5% e banda superior de 6,5% e inferior de 2,5%.

Observando os dados da inflação brasileira nos últimos dois anos (Figura 3), nota-se que o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), escolhido para o RMI, tem flertado com a banda superior da meta, enquanto o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) tem apresentado variações muito maiores, capturando a variação de preços tanto do consumidor, como do atacado.

Portanto, faz-se interessante o presente estudo para entendermos melhor os mecanismos e influências do PTC para a inflação.

3. Aproximação Não linear do Repasse Cambial para Inflação

3.1 Modelo Teórico

De modo a conduzir uma explicação teórica sobre as razões da não linearidade do PTC influenciado pelo ambiente macroeconômico, utilizamos as postulações e formulações já trabalhadas por Campa & Goldberg (2005) e Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), com pequenas alterações de modo a permitir capturar o efeito também dos preços importados no setor industrial e também dos domésticos.

Os microfundamentos do comportamento da precificação dos exportadores postulam³: Os preços de importação de um país (P_t^m), num determinado instante do tempo (t), são as transformações naquele mesmo tempo do preço das exportações (P_t^x) de seus parceiros comerciais, pela taxa de câmbio daquele mesmo instante (E_t). Sintetizando essa postulação na Equação 1:

$$P_t^m = E_t P_t^x \quad (\text{Eq. 1})$$

Considerando uma firma estrangeira que exporta para o Brasil seu produto, sob a condição de Competição Perfeita, a maximização do lucro deste exportador, com os preços dados em moeda do país importador, ocorrerá quando o exportador igualar naquele mesmo instante seu preço de exportação pelo Custo Marginal (C_t'). Demonstrado na Equação 2:

$$P_t^m = E_t C_t' \quad (\text{Eq. 2})$$

³ Conforme evidenciado em Campa & Goldberg (2005) e a suposição da Paridade de Preços Internacionais.

Contudo, a hipótese de concorrência perfeita nos mercados internacionais é algo muito forte de assumir e muitos autores na literatura econômica fazem o relaxamento desta hipótese. Ao relaxarmos esta hipótese, a condição de maximização de lucro da firma exportadora inclui um *mark-up* (μ_t) em cima do Custo Marginal. Exemplificado na Equação 3.

$$P_t^m = \mu_t E_t C_t' \quad (\text{Eq. 3})$$

Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) destacam que, desta forma, as variações tanto do *mark-up* como dos custos marginais da firma podem variar independentemente das taxas de câmbio. Isso permite a firma exportadora absorver impactos de custos locais (no seu país) tais como custos de transporte, impostos para importação, taxa de lucratividade, etc, como também choques de demanda do país importador de seus produtos. Assim como Campa & Goldberg (2005) e Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) e outros, assumiremos que o *mark-up* responderá às pressões de demanda do país importador. E conforme estes últimos autores, introduziremos a dependência do *mark-up*, por uma variável não linear, que corresponde a uma medida de instabilidade ou estabilidade do ambiente macroeconômico no país importador. Essa variável deve aumentar o PTC em tempos de inflação alta ou quando o país enfrenta crises de confiança ou menor liquidez mundial. Sintetizando a função do *mark-up*:

$$\mu_t = \mu(d, E^{\omega(Z)}) \quad (\text{Eq. 4})$$

Na Equação 4, (d) corresponde as pressões de demanda do país de destino das exportações (aproximada pela produção agregada da indústria nesta pesquisa, y). A variável (Z), conforme explicam os autores, e conforme assumimos nesta pesquisa, corresponde ao elemento não linear, de modo que valores altos dessa variável demonstram períodos ou de alta inflação, de crises de confiança ou mesmo liquidez mundial menor. De maneira resumida, esta variável captura um ambiente macroeconômico ruim no país de origem quando é alta. Deste modo Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) denotam a função $\omega(Z)$ como um multiplicador do *mark-up*, da seguinte maneira: assumindo que as firmas determinam seus preços para muitos períodos a frente, mark-ups respondem mais à variações da taxa de câmbio quando a inflação é alta e a credibilidade baixa. Sendo assim, períodos de crise aumentam o PTC. Logo, a forma logarítmica da Equação 3 será:

$$p_t^m = \beta c_t' + \alpha e_t + k y_t + \omega(Z) e_t \quad (\text{Eq. 5})^4$$

Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) afirmam que a Equação 5 apresenta dois canais de transmissão da PTC. O primeiro canal é o direto⁵ através da variável α , com valores entre 0 e 1. De tal modo que, quando $\alpha=1$ o PTC é completo. Quando é igual a zero, o PTC também é zero. Já os elementos $\omega(Z)e_t$, são aqueles de verdadeiro interesse desta pesquisa e constituem o canal indireto do PTC, que depende do ambiente macroeconômico. Assim como estes autores, assumiremos que existem dois regimes da variável Z' que dividem casos extremos, o “Bom” (ambiente macroeconômico seguro, baixa inflação e alta credibilidade, correspondendo a baixos valores de Z) e o “Ruim” (ambiente macroeconômico inseguro, alta inflação e baixa credibilidade, correspondendo a altos valores de Z).

$$\omega(Z) = \begin{cases} 0; Z \leq Z' \\ \psi > 0; Z > Z' \end{cases} \quad (\text{Eq. 6})$$

Portanto, no regime Bom o PTC no país importador é igual a α . Já no regime Ruim, o PTC será igual a $\psi+\alpha$, que de maneira intuitiva é maior que apenas α . Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) destacam que no regime Bom, de maneira intuitiva, as firmas enfrentam mais competição nos países importadores e é mais difícil o repasse cambial para os preços. Já no regime Ruim o PTC tende a aumentar de maneira não linear. Reescrevendo a Equação 5 de forma diferencial:

$$\Delta p_t^m = \beta \Delta c_t' + k \Delta y_t + [\alpha + \omega(Z)] \Delta e_t \quad (\text{Eq. 7})$$

Estes mesmo autores ressaltam que o modelo linear pode ser plausível para uma firma, mas que para as firmas agregadas deve haver uma suavização da função não linear. Tal fato ocorre devido à interação dos agentes heterogêneos no nível microeconômico. As firmas, por serem muitas e diferentes entre si, formam opiniões e análises diferentes e a velocidades desiguais acerca do ambiente macroeconômico. Sendo assim, apenas quando Z cresce acima do limiar, um número significativo de agentes muda de comportamento na formação de seus preços (Nogueira Jr. & León-Ledesma, 2009). Devido a este fato, também usaremos um modelo de regressão de transição suave (*smooth transition regression model, STR*).

⁴ As letras minúsculas correspondem aos logaritmos das variáveis.

⁵ Este canal também foi encontrado em outras pesquisas, como Goldberg & Knetter (1997), Bailliu & Fuji (2004) e Goldberg & Campa (2005).

De maneira diferente a estes autores, buscamos nesta pesquisa encontrar as evidências empíricas do PTC no Índice de Preços do Atacado Industrial (P_{IPAind}). Este indicador é componente do Indicador Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), e que apesar de não ser o indicador que baliza o RMI brasileiro, conforme Belaisch (2003) destaca, é um indicador mais preciso para mensurar a inflação setorialmente. Dessa forma, acredita-se que as autoridades monetárias devem permanecer atentas quanto as suas variações, principalmente nos mecanismos de transmissão que posteriormente atingem também o IPCA, quando existe uma mudança no regime de risco do país.

A decomposição do IPA-Industrial pode ser colocada desta maneira:

$$P_{IPAind} = P_D^\theta + P_I^{1-\theta} \quad (\text{Eq. 8})$$

Nesta equação observa-se que o índice de preços do atacado industrial é formado pelos preços das indústrias domésticas (P_D), limitados pela sua participação na composição do indicador (θ), mais os preços industriais internacionais (P_I), limitado também pela sua participação na composição do indicador ($1-\theta$).

Tomando a diferença da Equação 8, encontramos a equação da inflação para esses preços, representadas por π .

$$\pi = \theta\pi_D + (1 - \theta)\pi_I \quad (\text{Eq. 9})$$

Assumindo a existência de inflação e comportamento inercial (igualmente em Nogueira Jr. & León-Ledesma, 2009) representada pela inflação do período imediatamente anterior ($t-1$), tanto para os preços domésticos como internacionais, chega-se nas seguintes equações.

$$\pi_{(D)t} = \delta\pi_{(D)t-1} + \varphi\Delta y_t \quad (\text{Eq. 10})$$

$$\mu_{(I)t} = \delta\mu_{(I)t-1} + \beta\Delta c'_t + ky_t + [\alpha + \omega(Z)]\Delta e_t \quad (\text{Eq. 11})$$

A Equação 10 postula que a inflação dos preços industriais domésticos será dada pela inflação passada acrescida do *gap* do produto. Já a inflação dos preços internacionais basicamente reflete a Equação 7, acrescido de um componente inercial da própria inflação.

Combinando essas duas equações, obtém-se:

$$\pi_t = \theta[\delta\pi_{(D)t-1} + \varphi\Delta y_t] + (1 - \theta)\{\delta\mu_{(I)t-1} + \beta\Delta c'_t + ky_t + [\alpha + \omega(Z)]\Delta e_t\}$$

(Eq. 12)

Com um simples reordenamento e simplificação algébrica da Equação 12, chega-se na seguinte equação:

$$\pi_t = \delta\pi_{t-1} + [(1 - \theta)k + \theta\varphi]\Delta y_t + (1 - \theta)\beta\Delta c'_t + (1 - \theta)[\alpha + \omega(Z)]\Delta e_t$$

(Eq. 13)

A Equação 13 revela o modelo básico para estimação do PTC na inflação dos preços industriais, e como observado por Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), pode ser considerada como uma Curva de Philips com Expectativas Adaptativas. Na próxima seção introduzimos as especificações econométricas.

Na presente pesquisa também checamos evidências de influências não lineares na inflação, oriundas do possível gap do produto através da produção industrial. Conforme argumentam Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), Correa & Minella (2006), Goldfajn & Werlang (2000), períodos de crescimento econômico funcionam como incentivos ao repasse das variações cambiais para o preço no mercado.

3.2 Especificações Empíricas

Para a modelagem do STR utilizamos como ponto de partida um modelo linear simples, de mínimos quadrados ordinários, para estabelecer alguns critérios e avaliar a relevância dos dados escolhidos para esta pesquisa. Posteriormente introduzimos a modelagem não linear de STR utilizando o software JMulti⁶.

Terasvirta (2004) observa que os modelos de regressões de transições suaves (STR) podem ser vistos como um desenvolvimento além dos modelos de regressão *switching*. De maneira simplória, pode-se dizer que o modelo STR é composto por duas regressões não lineares, com uma transferência entre estas duas regressões de maneira suavizada (Terasvirta, 2004).

⁶ <http://jmulti.de/>

A forma generalizada de um modelo STR, pode ser definida da seguinte forma⁷:

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_t G(s_{t-i}, \gamma, c) + \vartheta_t \quad (\text{Eq. 14})$$

Nesta equação s_{t-i} corresponde a variável de transição, enquanto G é a função de transição que é composta por γ , que mede a velocidade da transição de um regime para outro e c , que é o limiar para a função de transição ou um parâmetro de localização que marca a mudança de regime. De acordo com Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), a função de transição G é contínua e limitada entre 0 e 1. À medida que γ fica maior, a transição da função ocorre de maneira instantânea, ao passo que a função G se torna uma função descontínua. A forma mais comum para a função de transição é a forma Logarítmica da Regressão de Transição Suave (LSTR). A função pode ser representada desta maneira:

$$G(S_{t-i}, \gamma, c) = [(1 + \exp\{-\gamma(s_{t-i} - c)\})^{-1}] \quad (\text{Eq. 15})$$

Outra alternativa é a função da Regressão de Transição Suave Exponencial (ESTR), mas que, no entanto, não será utilizada nesta pesquisa, pois para efeito de medir as variáveis de risco o modelo LSTR se demonstra mais apropriado⁸. O modelo ESTR é melhor para capturar o efeito das variações, pois ele captura a amplitude da variação que alterna a mudança de regime.

Conforme os autores Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) destacam, o modelo ESTR é esperado funcionar melhor quando utilizada as variações cambiais como variável de transição. Isto ocorre devido ao que a literatura denomina como “custos de menu” na explicação das não linearidades no PTC em relação às variações da taxa de câmbio.

Seguindo a metodologia proposta por Terasvirta (2004), primeiramente fizemos uma aproximação linear simples, utilizando os dados escolhidos, para nos certificarmos de sua significância para a estimação e poder comparar com o modelo final. Em seguida, partindo deste modelo linear, testamos a hipótese nula da linearidade contra a alternativa de transição suave. Se a hipótese nula não fosse rejeitada, o modelo linear poderia ser aceito. Caso fosse rejeitada, partiríamos para estimação do modelo não linear. Também testamos o modelo contra erros de má especificação. Testou-se a variável de risco (EMBI+Br) como a variável

⁷ As especificações abaixo foram retiradas de Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) e Terasvirta (2004)

⁸ Para mais detalhes acerca das especificidades entre LSTR e ESTR veja Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009)

de transição do modelo e executamos testes para verificar a existência de não linearidade remanescente. Desta maneira pudemos identificar e escolher a variável de transição que gerasse a rejeição mais forte contra o teste de linearidade do modelo linear básico e gerasse o melhor resultado também no teste de não linearidade remanescente. Para detalhes mais técnicos sobre os testes executados, veja Terasvirta (1998 e 2004).

Da mesma maneira, conforme as literaturas sugerem, selecionamos variáveis bem definidas para a função de transição, de modo que não dependessem muito de *outliers* e demonstrassem diferentes estágios para o caso brasileiro. Por fim, foi escolhido o modelo que apresentasse um R²-Ajustado maior possível e também o mais baixo Critério de Informação Akaike (AIC) e assim como Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009), utilizamos um modelo semelhante ao usado por Campa & Goldberg (2005) e Choudhri & Hakura (2006), mas que difere destes autores ao assumir a não linearidade do PTC, reforçado pelas evidências encontradas no caso brasileiro por Carneiro, Monteiro & Wu (2002) e Correa & Minella (2006).

Por fim, a equação final pode ser representada da seguinte maneira:

$$\pi = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 \Delta p_{t-i}^{imp} + \sum_{i=0}^n \beta_3 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 \Delta e_{t-i} + \left(\beta_0' + \sum_{i=0}^n \beta_4' \Delta e_{t-i} \right) \cdot G(s_t; \gamma; c) + \varepsilon_t$$

(Eq. 16)

Na Equação 16, temos π representando a variável de inflação, Δp_{t-i}^{imp} representando variação do preço das importações de bens manufaturados em moeda estrangeira, Δy é a variação da produção industrial⁹ dessazonalizada. O elemento Δe representa a variação da taxa de câmbio e o ε corresponde ao termo de erro da regressão. Conforme procedimento padrão para os modelos não-lineares, também foi testada a tendência temporal no caso brasileiro.

Na equação e conforme esperamos obter nos resultados empíricos, a taxa de inflação na indústria deve ser influenciada pela taxa de inflação passada, representando a inflação inercial. Em seguida, a inflação também deve ser influenciada positivamente pela variação dos preços em dólares dos bens manufaturados importados, pois esta variável funciona como

⁹ Não encontramos nos resultados diferenças significativas o suficiente que justificassem a utilização do *gap* do produto, ao invés da variação da produção industrial. Sendo assim, conforme Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) aconselharam, mantive esta variável para evitar o processo ad-hoc de remoção da tendência, que pode causar a eliminação de informações importantes para os dados.

uma *proxy* dos custos enfrentados pelos importadores no setor. Aumentos nos preços dos importados devem ser transmitidos no mercado importador, bem como as reduções devem implicar em preços menores no mercado importador.

A variação do índice de atividade industrial também deverá impactar positivamente, atuando como uma aproximação da demanda doméstica, pois quanto maior o nível de atividade, mais aquecida está a demanda interna, e conseqüentemente maior é o espaço para o reajuste de preços.

A variação do câmbio deverá também influenciar positivamente a taxa de variação da inflação, representando o PTC, conforme as especificações teóricas apresentadas.

Por fim, o último elemento consiste na parte não linear que influencia a variação dos preços determinada por uma função de transição de regimes, capturada por uma variável que mede o risco macroeconômico do país.

Os dados foram colhidos de forma mensal entre os períodos de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2013. Os dados da taxa de câmbio foram obtidos junto ao Banco Central Brasileiro e constitui-se no preço médio mensal de venda do dólar americano (R\$/US\$). A inflação industrial foi obtida através da base de dados disponibilizada pela Fundação Getúlio Vargas¹⁰ e são referentes ao Índice de Preços por Atacado – Industrial (IPA-Industrial). Por sua vez, os dados de Produção Industrial foram colhidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e correspondem ao Índice de Produção Industrial da Indústria da Transformação – Quantum, ajustado sazonalmente. O índice de preço das importações foi obtido através da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) e corresponde ao Índice de Preços (em US\$) das Importações por Classe de Produto: Produtos Manufaturados. Por fim, os dados do EMBI+Br foram obtidos através do terminal *Bloomberg* e constituem na média mensal do índice para o período.

¹⁰ <http://portalibre.fgv.br/>

3.3 Resultados

Adotando o procedimento padrão, a tabela abaixo sumariza a estatística descritiva para a amostra dos dados selecionados.

Tabela 1 - Sumário da Estatística Descritiva

Nomenclatura	Variável	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
IPA-Industrial	ipaind	204	299.484	117.477	120.367	502.417
Taxa de Câmbio - R\$/US\$	e	204	2.065	0.577	1.043	3.806
Índice de Preços das Importações	ipimp	204	103.235	25.686	73.260	152.120
Índice da Produção Industrial	pimsa	204	110.258	14.373	85.840	131.450
EMBI+Br	embi	204	523.363	400.991	142.000	2395.000

Com a finalidade de encontrar a presença de intercepto e tendência determinística nas variáveis, realizamos os testes para identificar a presença de raiz unitária nas variáveis, através do Teste Aumentado Dickey-Fuller (ADF Test). Os resultados são apresentados na tabela abaixo.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária

Variável	Z(t)	P-Valor	H ₀ : Raiz Unitária
ipaind	-1.526	0.8201	Não Rejeita
e	-1.711	0.7461	Não Rejeita
ipimp	-1.903	0.6529	Não Rejeita
pimsa	-2.922	0.1551	Não Rejeita
embi	-3.541	0.0352**	Rejeita a 95%

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente

Conforme os testes apontaram, a maioria das variáveis apresentou evidência da existência de raiz unitária. Para eliminar este problema e utilizar apenas as séries de forma estacionária fizemos a transformação das séries para logaritmos de primeira diferença¹¹, possibilitando também mais facilmente a compreensão do efeito de elasticidade entre o PTC e a inflação industrial em termos de taxas percentuais.

A tabela abaixo demonstra o resultado com as transformações executadas nas variáveis.

¹¹ As variáveis com as letras “dl” no início correspondem a essa transformação logarítmica e de primeira diferença.

Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária

Variável	Z(t)	P-Valor	H ₀ : Raiz Unitária
dlipaind	-6.051	0.0000***	Rejeita a 99%
dle	-9.129	0.0000***	Rejeita a 99%
dlipimp	-13.208	0.0000***	Rejeita a 99%
dlpimsa	-13.512	0.0000***	Rejeita a 99%
embi	-3.541	0.0352**	Rejeita a 95%

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Apesar da variável “embi” não rejeitar a hipótese nula a nível de 1% de significância estatística, optamos por mantê-la em nível. Como será demonstrado adiante, no modelo linear básico, a variável em logaritmo de primeira diferença apesar de possuir significância estatística para a estimação, não altera o resultado do modelo linear de maneira radical. Adicionalmente, para a estimação do modelo não-linear, a variável deve estar em nível, para verificarmos de melhor maneira a mudança de regime (Bom/Ruim; Risco Baixo/Risco Alto).

Ao utilizar uma variável que mede risco, como no caso o índice EMBI+Br, podemos nos deparar com problema de colinearidade ou multicolinearidade entre os estimadores, devido essa variável captar ou sintetizar o deslocamento das demais variáveis por vezes.

Por exemplo, quando determinado país enfrenta problemas graves de credibilidade ou de inflação alta, pode-se observar uma fuga de capitais desse país, o que por sua vez causa desvalorização cambial. Esse ambiente ruim é captado pela variável de risco, também de maneira simultânea ao movimento cambial, aumentando o prêmio de risco (spread) desse país sobre outros títulos de países considerados mais seguros.

Outro exemplo é a situação em que um país tem a perda de credibilidade (por inflação alta, políticas econômicas desfavoráveis, crise fiscal ou no balanço de pagamentos, etc.) e a avaliação de risco dos agentes sobre aquele país se move antes dos movimentos cambiais mais expressivos.

Contudo, existem outras determinantes do grau de risco que afetam a variável e a percepção de riscos dos agentes, conforme destacam Bellas, Papaioannou, & Petrova (2010) em seu trabalho. O resultado encontrado por estes autores indica que, a longo prazo, os fundamentos macroeconômicos são significativamente determinantes dos *spreads* dos mercados emergentes sobre as obrigações soberanas, enquanto que, no curto prazo, a volatilidade financeira é um fator determinante dos *spreads*, mais importante do que os indicadores dos fundamentos macroeconômicos.

Resultados semelhantes foram encontrados por Csonto & Ivaschenko (2013). Em seu trabalho os autores encontraram resultados que indicam que as mudanças nos *spreads* seguem os períodos (ciclos) de aperto e afrouxamento das condições monetárias internacionais. Os autores encontram evidências que em períodos de estresse severo dos mercados, tal como durante a crise da dívida da Zona do Euro, os fatores globais tendem a conduzir mudanças nos *spreads* dos países e o desalinhamento dos indicadores de fundamento macroeconômico tende a aumentar em magnitude e sua participação relativa nos *spreads*.

Por fim, o indicador de risco nesta pesquisa - EMBI+Br – pode estar evidenciando tanto as condições do ciclo de liquidez internacional, quanto os fundamentos macroeconômicos do país.

Com o intuito de avaliar a extensão da correlação e observar o comportamento entre as variáveis explicativas, foi executado o teste de Correlação Pearson. Na tabela abaixo podemos conferir o resultado da correlação entre as variáveis explicativas, bem como seu nível de significância. Os p-valores são exibidos entre parênteses.

Tabela 4 - Correlação Pearson

Variável	dle	dlipimp	Dlpimsa	embi
dle	1.00			
dlipimp	-0.2203* (0.0016)	1.00		
dlpimsa	-0.1223 (0.0822)	-0.1206 (0.0865)	1.00	
embi	0.3127* (0.0000)	-0.2546* (0.0002)	-0.0414 (0.5577)	1.00

* Indica significância estatística a nível de 1%

Na tabela acima se pode observar a existência de correlações significativas entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio (dle) e a primeira diferença do logaritmo do índice de preço dos produtos importados (dlpimp) e entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio e a medida de risco (embi). De maneira intuitiva, como era de se esperar, o resultado também apresentou correlação entre as variáveis dlpimp e embi.

Porém, observando os coeficientes Pearson¹² é possível notar que o único caso em que este apresenta correlação maior que Correlação Fraca ($r > 0.3$) é entre as variáveis dle e embi. Deste modo, buscando avaliar melhor o problema de colinearidade entre as variáveis explicativas, optamos por realizar rapidamente uma regressão linear simples (regressão auxiliar), através do Método de Mínimos Quadrados Ordinários, para se preciso, fazer as devidas correções e evitar problemas no modelo.

Os resultados da regressão auxiliar são apresentados na tabela abaixo.

Tabela 5 - Resultado da Regressão Auxiliar – Variável explicada: Variação da Taxa de Câmbio (dle)

Variável Exógena [média]				
dlembi	0.093***		0.094***	0.095***
[-.0035419]	(4.90)		(5.05)	(5.64)
dlembi (t-1)				0.115***
[-.0035419]				(6.79)
dlipimp		-0.630***	-0.636***	-0.520***
[.0024238]		(-3.20)	(-3.43)	(-3.06)
R ² Ajustado	0.1023	0.0438	0.1563	0.3072
N. de Obs.	203	203	203	202

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente – Estatística-t é exibida entre parênteses.

Considerando os resultados da tabela acima, nota-se que todos os coeficientes mantiveram os sinais esperados e apresentaram significância estatística, também conforme esperado pelos testes de coeficiente de Pearson. Executamos a transformação logarítmica e a primeira diferença para a variável embi, para que o resultado fosse mais fácil de interpretar. Também incluímos o lag para um período desta variável, pois se demonstrou significativo para a explicação da variação da taxa de câmbio.

Contudo, o valor do R-Quadrado Ajustado encontrado demonstrou-se menor do que 0,8, de modo que podemos considerar a colinearidade fraca entre essas variáveis explicativas, de acordo com o conhecimento difundido, e não se faz necessário, para a estimação do modelo LSTR, a necessidade de executar uma correção destas variáveis, ao passo que no modelo não linear a variável de risco atuará apenas como uma variável de transição de regimes.

¹² Coeficiente Pearson: $0.1 < |r| < .3$ Correlação Fraca; $0.3 < |r| < .5$ Correlação Moderada; $|r| > .5$ Correlação Forte. < <https://statistics.laerd.com/stata-tutorials/pearsons-correlation-using-stata.php>>

Por fim, realizamos a regressão linear base para partir para o modelo LSTR posteriormente, seguindo a metodologia exemplificada por Terasvirta (2004). Essa regressão linear foi realizada utilizando os dados escolhidos, para nos certificarmos de sua significância para a estimação do modelo e podermos comparar com o modelo final.

A tabela abaixo sumariza os principais resultados da regressão.

Tabela 6 - Regressão Linear Base - Determinantes para a Inflação Industrial

Variável Exógena [média]		
dlipaind _{t-1}	0.626***	0.526***
[0.0070]	(14.15)	(10.75)
dle _t	0.075***	0.064***
[0.00399]	(6.39)	(5.96)
dle _{t-1}	0.057***	0.051***
[0.00399]	(4.64)	(4.44)
dlipimp _t	0.102***	0.129***
[0.00242]	(3.37)	(4.32)
dlpimsa _{t-1}	0.089***	0.091***
[0.00146]	(3.88)	(4.12)
dlembi _{t-1}	-0.007***	
[-0.0035]	(-2.24)	
embi _{t-2}		0.00000565***
[523.36]		(4.51)
R ² - Ajustado	0.660	0.684
N. de Obs.	202	202

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente – Estatística-t é exibida entre parênteses.

Analisando o resultado da tabela acima, é possível verificar informações importantes e que estão de acordo com o esperado pelo modelo teórico exposto neste trabalho. A inflação industrial do período anterior apresenta o coeficiente positivo para explicar a inflação contemporânea, de modo que podemos inferir a existência do componente inercial da inflação, como previamente suposto. As variações positivas na taxa de câmbio (desvalorização cambial) também apresentaram resultado estatístico significativo, tanto as variações contemporâneas, como as variações de um período anterior. Desse modo, infere-se intuitivamente que a desvalorização ou valorização cambial tendem a afetar a taxa de inflação da indústria, comportamento também dentro do esperado.

O coeficiente da variação do preço dos produtos manufaturados importados também apresentou comportamento conforme o esperado e com relevância estatística. Os aumentos dos preços dos manufaturados importados tendem a exercer um efeito positivo sobre a inflação da indústria, neste caso de modo contemporâneo.

A variação da produção industrial também apresentou o sinal positivo e relevância estatística conforme esperado, no entanto, para um período anterior. Em tempos de maior atividade econômica, a oferta da indústria tende a demorar para reagir as pressões da demanda, o que leva parte das firmas a elevarem seus preços para capturarem o momento de alta da demanda.

Já a variação da medida de risco apresentou comportamento diferente do esperado para sua forma logarítmica de primeira diferença, impactando negativamente a inflação à medida que o risco sobe. Desta maneira, mantê-la em nível fez mais sentido, e deu maior poder de explicação para o modelo linear básico.

Com o modelo linear básico já estimado, pudemos partir então para a estimação do modelo não linear. O primeiro passo consistia em verificar a melhor variável de transição para o modelo STR. Com essa finalidade executamos o teste de linearidade. Este teste determina se a linearidade existe no modelo ou não. A rejeição da hipótese nula significa que um modelo não linear pode ser usado para a estimação. O teste também possibilita determinar qual modelo não linear é melhor a ser usado (LSTR1 ou LSTR2).

A hipótese de linearidade pode ser formulada da seguinte maneira: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ e hipótese alternativa $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$. Para escolher a variável de transição é necessário avaliar a variável com o menor p-valor, ou seja, aquela que apresenta a rejeição mais forte (Terasvirta, 2004).

Tabela 7 - P-valores dos testes de linearidade do modelo

Variável de Transição	F0	F4	F3	F2	Modelo Sugerido
dlipaind _{t-1}	2.2×10^{-6}	0.16	3.9×10^{-3}	1.6×10^{-5}	LSTR1
dle _t	7.4×10^{-8}	4.3×10^{-3}	1.4×10^{-6}	0.06	LSTR2
dlipimp _t	2.7×10^{-3}	0.39	2.3×10^{-3}	0.05	LSTR2
dle _{t-1}	2.0×10^{-8}	0.07	2.7×10^{-5}	3.8×10^{-5}	LSTR2
dlpimsa _{t-1}	2.2×10^{-6}	0.10	0.64	4.3×10^{-8}	LSTR1
embi _{t-2} *	1.4×10^{-9}	0.07	0.18	5.3×10^{-11}	LSTR1
TREND	1.6×10^{-6}	1.6×10^{-6}	0.02	0.01	LSTR1

A Tabela 7 demonstra os resultados dos p-valores para cada variável, competindo entre si, do teste de significância F (Estatística-F). Cada variável explicativa, incluindo a tendência, apresenta chances de serem escolhidas como variável de transição. Os p-valores da estatística F (F2, F3 e F4) são usados para determinar o número de mudança de regimes (Terasvirta, 2004). Caso F2 ou F4 apresentem rejeição alta o modelo LSTR1 é recomendado. No caso do menor p-valor corresponder ao F3, o modelo LSTR2 é o mais recomendado. Tendo em vista os resultados obtidos, o teste de linearidade rejeitou o modelo linear. Desta forma, conclui-se que o modelo não linear poderia ser testado com segurança para estimar os parâmetros para toda a amostra. O resultado demonstra que o modelo LSTR1 pode ser usado para estimar a maioria das variáveis, bem como a variável de transição melhor a ser usada é o EMBI+Br. O LSTR1 conta com apenas uma variável limiar, enquanto o LSTR2 com duas variáveis.

O resultado encontrado é consistente com os resultados encontrados por Nogueira Jr. & León-Ledesma (2009) para a variável de transição no caso brasileiro. Nogueira e León-Ledesma encontraram como a variável limiar (*threshold*) o EMBI+Br, para a mudança de regime do PTC sobre a inflação do consumidor. De maneira análoga, encontramos o mesmo resultado para a Inflação no atacado industrial. Embora, de maneira contrária, foram encontradas evidências estatísticas de que a variável de transição afeta de maneira não linear, não apenas o repasse cambial, como outras determinantes da inflação.

Os resultados dos modelos STR estimados estão apresentados na Tabela 8 e Tabela 9 abaixo. Os resultados corroboram que há uma mudança drástica no regime de repasse do câmbio para inflação e no aumento da influência das determinantes sobre a inflação à medida que o índice EMBI+Br é superior a 1300 pontos.

A equação genérica estimada apresenta a seguinte forma:

$$dlipaind = \beta_0 + \beta_1 dlipaind_{t-i} + \beta_2 dlipimp_{t-i} + \beta_3 dlpimsa_{t-i} + \beta_4 dle_{t-i} + (\beta_0' + \beta_5 dle_{t-i}) \cdot G(s_t; \gamma; c) + \varepsilon_t$$

(Eq. 17)

Tabela 8 - Estimativas do Modelo STR

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Parte Linear			
Const.	-0.002 (-0.552)	0.00099 (1.030)	0.00099*** (1.027)
dlipaind _{t-1}	0.51988*** (10.997)	0.51105*** (10.618)	0.50926*** (10.671)
dle _t	0.05524* (1.894)	0.06328*** (4.081)	0.0685*** (6.824)
dlipimp _t	0.10629*** (3.725)	0.10975*** (3.891)	0.11055*** (3.936)
dle _{t-1}	-0.083 (-0.971)		
dlpimsa _{t-1}	0.06522*** (3.069)	0.06792*** (3.227)	0.06789*** (3.232)
Parte Não-Linear			
Const.	1652.831 (0.000)	0.01397* (1.660)	0.0143* (1.662)
dlipaind _{t-1}			
dle _t	4605.143 (0.000)	0.0285 (0.425)	
dlipimp _t			
dle _{t-1}	39783.493 (0.000)	0.26918** (2.558)	0.26921*** (2.621)
dlpimsa _{t-1}			
Gamma	0.24136***	0.80497**	0.81077**
c ₁	22042.580	1749.80***	1752.13***
AIC	-10.34	-10.35	-10.36
R ² Ajust.	0.7368	0.7369	0.7366

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente – Estatística-t é exibida entre parênteses.

Na Tabela 8 são apresentados os resultados estimados dos modelos STR. No primeiro modelo, utilizando apenas as variáveis da taxa de câmbio no componente não linear, não obtivemos resultados significativos na parte não linear e houve perda de significância da variável da taxa de câmbio com *lag*. Muito provavelmente isso ocorreu por uma estimativa errada do componente c_1 ocasionada pela presença das variáveis em ambas as partes, sem restrições. Portanto, decidimos estimar novamente o modelo excluindo a variável dle_{t-1} da parte linear.

O Modelo 2 alterou radicalmente os resultados. As variáveis da parte linear se tornaram mais significativas, juntamente com a variação da taxa de câmbio com *lag*, que também demonstrou significância na parte não linear, ao passo que o componente c_1 também se ajustou. Contudo a variação cambial contemporânea continuou sem significância estatística na parte não linear. Sendo assim, decidimos estimar um terceiro modelo, retirando esta variável da parte não linear, para observar os resultados. Este terceiro modelo mostrou notadamente que todas variáveis, incluindo a constante, na parte linear e não linear, são estatisticamente significantes.

A Figura 4 do anexo apresenta a função de transição do Modelo 3.

Devido às sugestões e evidências encontradas na literatura, optamos também testar as outras variáveis na parte não linear. A Tabela 9 abaixo apresenta as sucessivas inclusões de outras variáveis presentes na amostra na parte não linear.

Tabela 9 - Reestimativas do Modelo STR

	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Parte Linear			
Const.	0.001 (0.834)	0.00077 (0.992)	0.00141* (1.690)
dlipaind _{t-1}	0.50962*** (11.117)	0.55685*** (11.724)	0.48453*** (6.509)
dle _t	0.06922*** (7.107)	0.0409*** (2.707)	0.04058*** (2.651)
dlipimp _t	0.12233*** (4.563)		
dle _{t-1}			
dlpimsa _{t-1}			
Parte Não-Linear			
Const.	0.01179*** (2.783)	0.01238** (2.442)	0.00722 (1.472)
dlipaind _{t-1}			0.24106 1.4079
dle _t		0.12623* (1.798)	0.11663** (1.964)
dlipimp _t		0.64759*** (2.838)	0.61056*** (3.316)
dle _{t-1}	0.14548*** (3.508)	0.1507*** (2.866)	0.13153*** (3.150)
dlpimsa _{t-1}	0.4411*** (4.355)	0.58587*** (3.702)	0.51603*** (4.043)
Gamma	0.96941***	0.84668***	0.90942***
c ₁	1350.77***	1498.42***	1369.13***
AIC	-10.40	-10.41	-10.41
R ² Ajust.	0.7467	0.7525	0.7548

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente – Estatística-t é exibida entre parênteses.

Ao incluir as outras variáveis na parte não linear da regressão, o modelo mostrou pequeno ganho de poder explicativo, bem como o Critério de Informação Akaike (AIC) também se tornou menor. Os Modelos 5 e 6 demonstraram-se melhores para a estimativa da variação da inflação industrial.

A inclusão das demais variáveis, além do câmbio, na parte não linear é também apoiada pelo resultado estatística F, executado para checar não linearidades remanescentes. Consequentemente, a inclusão de todos os termos fez-se necessária, sendo não recomendado retirá-los. A Figura 5 do anexo apresenta a função de transição do Modelo 6.

Por fim, realizamos testes de má especificação para determinar se existe evidência de não normalidade, autocorrelação residual ou não constância de parâmetro, demonstrados no anexo.

Na execução dos testes para o Modelo 6 falhamos em encontrar evidências de autocorrelação residual significativa e não normalidade. Por outro lado, o teste de constância do parâmetro é rejeitado a nível de 5%, mas não a 1%.

4. Teste de Robustez

De modo a verificar a validade do modelo e checar a robustez, realizamos a troca da variável EMBI+BR pelo *spread* do CDS brasileiro da dívida soberana de 5 anos os resultados são apresentados abaixo.

Conforme a metodologia utilizada para testar o modelo anterior, realizamos os testes de linearidade do modelo, apresentados na tabela abaixo.

Tabela 10 - P-valores dos testes de linearidade do modelo

Variável de transição	F0	F4	F3	F2	Modelo Sugerido
dlipaind (t-1)	7.2×10^{-8}	3.3×10^{-1}	3.8×10^{-3}	7.6×10^{-8}	LSTR1
dle (t)	6.3×10^{-9}	1.7×10^{-1}	4.9×10^{-9}	1.3×10^{-2}	LSTR2
dlipimp (t)	2.2×10^{-2}	6.3×10^{-1}	2.6×10^{-2}	3.2×10^{-2}	LSTR2
dle (t-1)	5.9×10^{-10}	1.2×10^{-1}	2.1×10^{-2}	1.5×10^{-10}	LSTR1
dlpimsa (t-1)	7.4×10^{-7}	7.4×10^{-2}	3.2×10^{-1}	4.3×10^{-8}	LSTR1
cds (t-2)*	5.6×10^{-10}	5.7×10^{-1}	8.0×10^{-1}	7.3×10^{-14}	LSTR1
TREND	1.7×10^{-6}	8.0×10^{-6}	6.2×10^{-2}	2.2×10^{-3}	LSTR1

Tendo em vista os resultados obtidos, o teste de linearidade rejeitou o modelo linear tal como a variável anterior. Desta forma, conclui-se que o modelo não linear também pode ser testado com segurança para estimar os parâmetros para toda a amostra, substituindo-se o EMBI-Br pelo *spread* do CDS brasileiro. O resultado também demonstra que o modelo LSTR1 pode ser usado para estimar a maioria das variáveis, bem como a variável de transição melhor a ser usada é o *spread* CDS, a variável que expressa o risco.

O resultado do modelo STR estimado, utilizando o *spread* do CDS como variável de transição, está apresentado na Tabela 11 abaixo. Testamos a robustez do Modelo 6, devido a ser o melhor modelo encontrado até o momento. A periodicidade precisou ser reduzida, em virtude da escassez de dados do *spread* do CDS brasileiro anteriores a 2001. O intervalo temporal das variáveis ficou de Outubro de 2001 a Dezembro de 2013.

Os resultados encontrados evidenciam que há uma mudança drástica no regime de repasse do câmbio para inflação e no aumento da influência das determinantes sobre a inflação à medida que o índice *spread* do CDS é superior a 1300 pontos base.

Tabela 11 - Teste de Robustez do Modelo STR

Modelo 7	
Parte Linear	
Const.	0.00243*** (2.620)
dlipaind _{t-1}	0.43287*** (4.962)
dle _t	0.03637** (2.192)
Parte Não-Linear	
Const.	-0.001 (-0.251)
dlipaind _{t-1}	0.41816*** (2.599)
dle _t	0.063 (1.395)
dlipimp _t	0.56021*** (3.178)
dle _{t-1}	0.13927*** (3.402)
dlpimsa _{t-1}	0.40443*** (3.037)
Gamma	1.17241***
c ₁	1326.49***
AIC	-10.38
R [^] Ajust.	0.7580

***, **, * indica significância estatística a nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente – Estatística-t é exibida entre parênteses.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 11 verifica-se que obtivemos resultados estatisticamente significativos na parte linear, tanto para a inflação industrial do instante anterior, como para a variação da taxa de câmbio do instante contemporâneo, ambos com sinais positivos, conforme o esperado.

Na parte não linear do modelo, a inflação industrial do período anterior apresentou relevância estatística, de modo diferente do Modelo 6. Já a variação do câmbio contemporâneo perdeu relevância estatística na parte não linear.

As demais variáveis, tais como a variação do preço dos importados contemporânea, a variação da taxa de câmbio e a variação da atividade econômica no instante anterior conservaram sua relevância estatística e apresentaram os sinais esperados, tal como observado no Modelo 6.

Sendo assim, pode-se inferir que os resultados do teste de robustez, ao trocarmos a variável de mensuração de risco macroeconômico, corroboram para validar o modelo apresentado para a estimação não linear do PTC, bem como ressalta as evidências das características não lineares do repasse das outras variáveis pertencentes ao modelo.

5. Conclusões

Usando os dados mensais brasileiros de 1997 a 2013 encontramos evidências relevantes contra a relação de linearidade do PTC para a inflação na indústria, bem como a influência não linear da produção industrial e dos preços de importações de bens manufaturados.

Os testes de não linearidade indicaram a possibilidade das não linearidades serem modeladas na forma de regressão de transição suave (*smooth transition regression*). Como é sabido, os modelos não lineares são conhecidos por se encaixarem melhor aos dados e superarem em alguns quesitos as estimações lineares.

Nessa pesquisa, ao compararmos o modelo STR encontrado com o modelo básico linear estimado, houve um ganho de poder explicativo da modelagem não linear, juntamente com o ajuste das variáveis, corroborando com o fato de estimar melhor estes efeitos. Isto sugere que a relação entre inflação industrial e câmbio não deve ser trabalhada apenas pela especificação linear, conforme trabalhos anteriores haviam concluído para a inflação ao consumidor.

Entre os modelos estimados, o sexto modelo é o que se apresentou melhor (baseado nos testes de diagnósticos) para melhor estimar o comportamento não linear das variáveis. O teste de robustez aplicado, no qual substituímos a variável de risco EMBI+Br pelo *Spread* do CDS brasileiro, corrobora com a validade do modelo encontrado.

Contudo, apesar de usar o indicador EMBI+Br como variável limiar, a variação da taxa de câmbio também se mostrou uma variável de transição que também deve ser levada em consideração na construção de um modelo melhor. Tal fato deve estar relacionado com a pouca variabilidade do EMBI+Br a partir de 2007 e a elevação do grau de risco brasileiro, de grau especulativo para grau de investimento em 2008. Isto é comprovado pelo limiar

encontrado para a mudança de regime, quando o EMBI+BR está acima de 1300 pontos, o que é um patamar bem superior ao nível de risco atual para a economia brasileira.

Conforme apontam estudos anteriores, as medidas de risco dos países emergentes, como o Brasil, estão sujeitas, no curto prazo, a oscilarem de acordo com a liquidez e a volatilidade dos ativos internacionais. Já no longo prazo, os fundamentos macroeconômicos, tais como crescimento sustentável do PIB, equilíbrio nas contas fiscais e externa, e inflação baixa, corroboram para um menor grau de risco, ou mesmo oscilações (amplitudes) menores do risco, quando afetado pelo ciclo de liquidez internacional.

Então, pode-se inferir que no curto prazo os *policy-makers* devem permanecer atentos para suavizar as oscilações cambiais, se necessário intervindo no mercado de câmbio, dado a fase do ciclo de liquidez internacional. Ao mesmo tempo devem objetivar melhorar os fundamentos macroeconômicos do país, requisitos avaliados pelos agentes econômicos internacionais, visando à manutenção da credibilidade e do cenário macroeconômico favorável, com o menor grau de exposição possível ao ciclo de liquidez internacional.

Por fim, em relação ao modelo STR encontrado, as pesquisas futuras devem focar em incluir a variação da taxa de câmbio como uma variável aditiva de limiar juntamente com o EMBI+Br, para melhorar os resultados estimados. As descobertas futuras então podem ser comparadas com os modelos logarítmicos de regressão de transição suave com duas variáveis limiares. Isto eliminaria incertezas sobre se os efeitos não lineares estão sendo inteiramente capturados ou uma outra variável, por exemplo, a taxa de variação do câmbio, ajudaria a observar com mais clareza os níveis de mudança de regime do PTC e demais fontes.

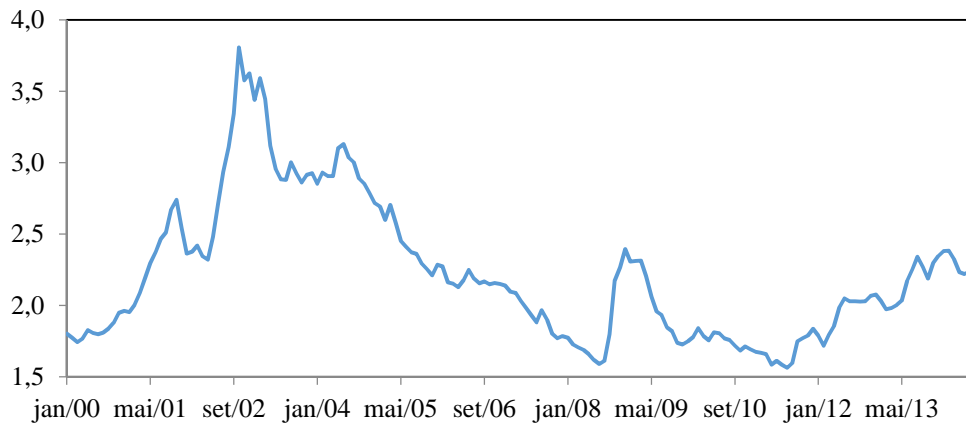
Referências

- BELAISCH, AGNES, 2003. Exchange Rate Pass-Through in Brazil. IMF Working Paper, Vol. , pp. 1-19, 2003. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=879217>
- BELLAS, D., M. G. PAPAIOANNOU, & I. PETROVA, 2010, “Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress”, IMF Working Paper, WP/10/281.
- CAMPA, J.M., & GOLDBERG, L.S., 2005. Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. The Review of Economics and Statistics, 87(4):679-690. <http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v87y2005i4p679-690.html>
- CARNEIRO, D. D., MONTEIRO, A. M. A. M., WU, T. Y. H., 2002. Mecanismos Não-Lineares de Repasse Cambial para o IPCA. Texto para Discussão nº.462, Departamento de Economia PUC-Rio. Rio de Janeiro.
- CORREA, A. DA S. & MINELLA A., 2006. "Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: a Phillips curve model with threshold for Brazil," Working Papers Series 122, Central Bank of Brazil, Research Department.
- CSONTO B. & IVASCHENKO I., 2013. “Determinants of Sovereign Bond Spreads in Emerging Markets: Local Fundamentals and Global Factors vs. Ever-Changing Misalignments”, IMF Working Paper, WP/13/164.
- FUJI, E. & BAILLIU, J. 2004. "Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation," Computing in Economics and Finance 2004 135, Society for Computational Economics.
- GAULIER G., LAHRECHE-REUIL A. & MEJEAN I. 2006 B, "Structural Determinants of the Exchange-Rate Pass-Through", CEPII Working Paper, N° 2006-03, February.
- GOLDBERG P. K., & KNETTER, M. M. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?," Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol. 35(3), pages 1243-1272, September.
- GOLDFAJN, ILAN & WERLANG, SERGIO R. DA C., 2000. The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study (July 2000). Banco Central de Brasil Working Paper No. 5. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=224277> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.224277>

- MARAZZI, M. ET AL., 2005. "Exchange rate pass-through to US import prices: some new evidence". Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, nº 832.
- NOGUEIRA JUNIOR, R. P. & LEON-LEDESMA, M. 2009. "Exchange Rate Pass-Through Into Inflation: The Role of Asymmetries and NonLinearities," Studies in Economics 0801, Department of Economics, University of Kent.
- TERASVIRTA, T. 1998. Modeling economic relationships with smooth transition regressions, in A. Ullah & D. E. Giles (eds.), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York, pp. 507–552.
- TERÄSVIRTA, T., 2004. Smooth transition regression modelling, in H. Lütkepohl and M. Kräzig (eds), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge.
- VALENTE, J.P., 2013. A Study of the Impacts of Quantitative Easing on the Macroeconomics Variables. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

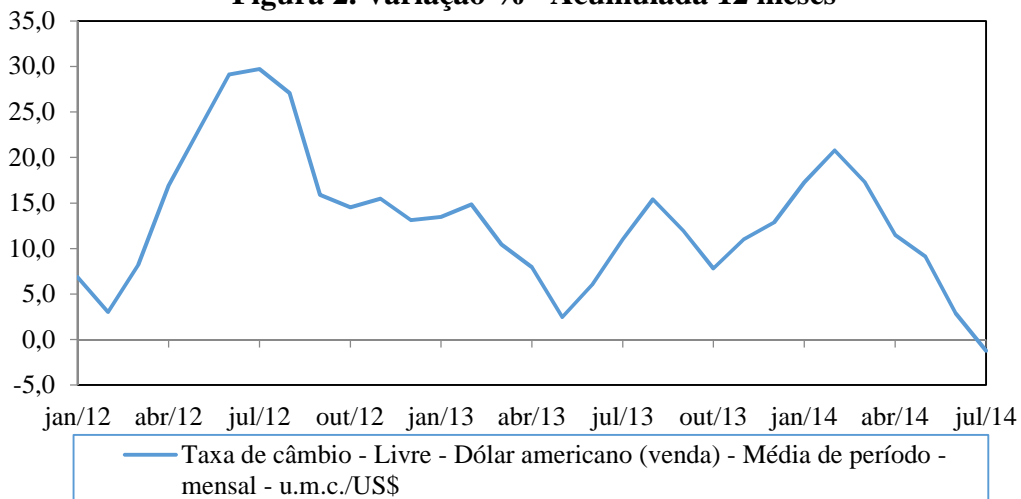
Anexo

**Figura 1. Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda)
- Média de período - mensal - u.m.c./US\$**



Fonte: Banco Central - Elaboração: Próprio Autor

Figura 2. Variação % - Acumulada 12 meses



Fonte: Banco Central - Elaboração: Próprio Autor

Figura 3. Variação % - Acumulada 12 meses

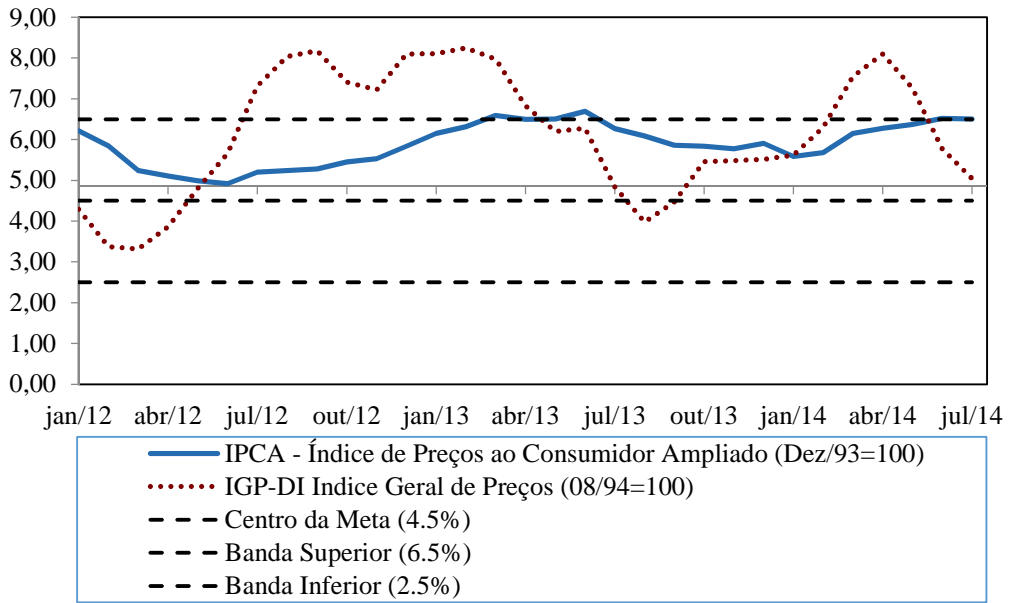


Figura 4 – Função de Transição (Modelo 3)

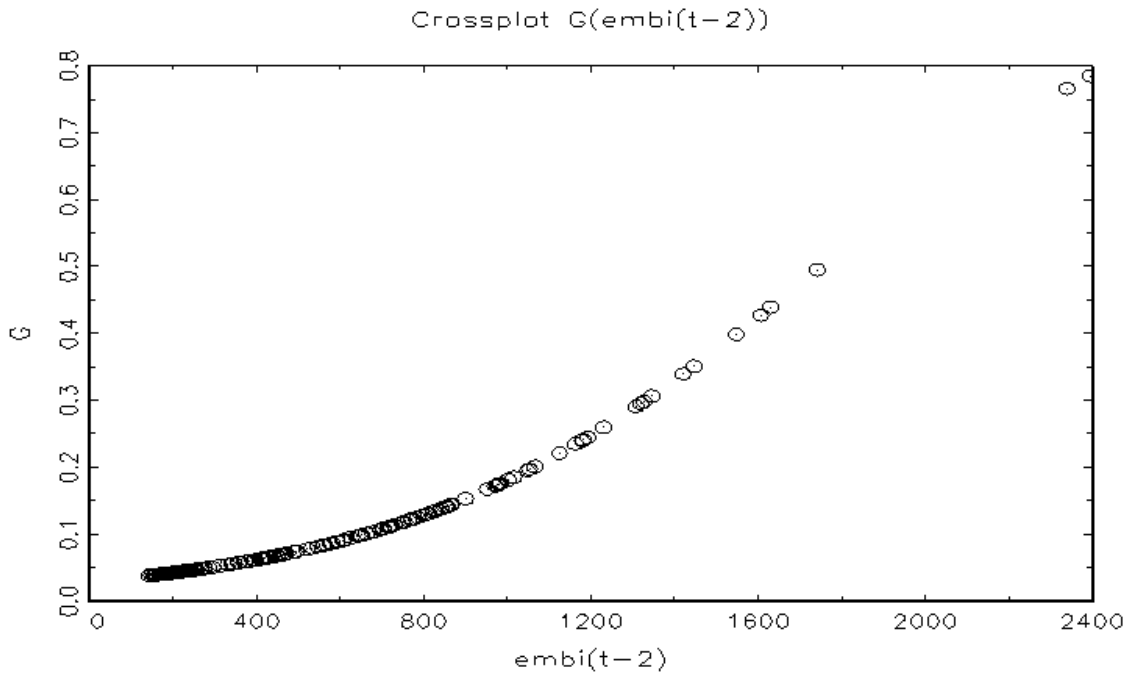


Figura 5 – Função de Transição (Modelo 6)

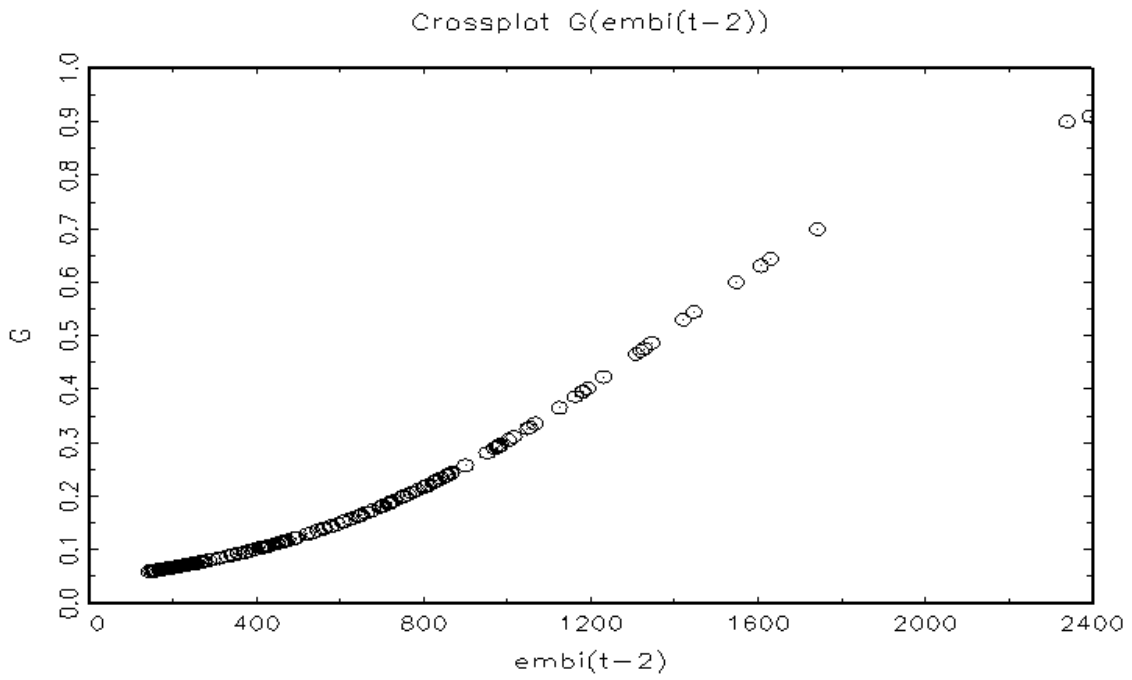


Figura 6 – Autocorrelação e Autocorrelação Parcial dos Resíduos

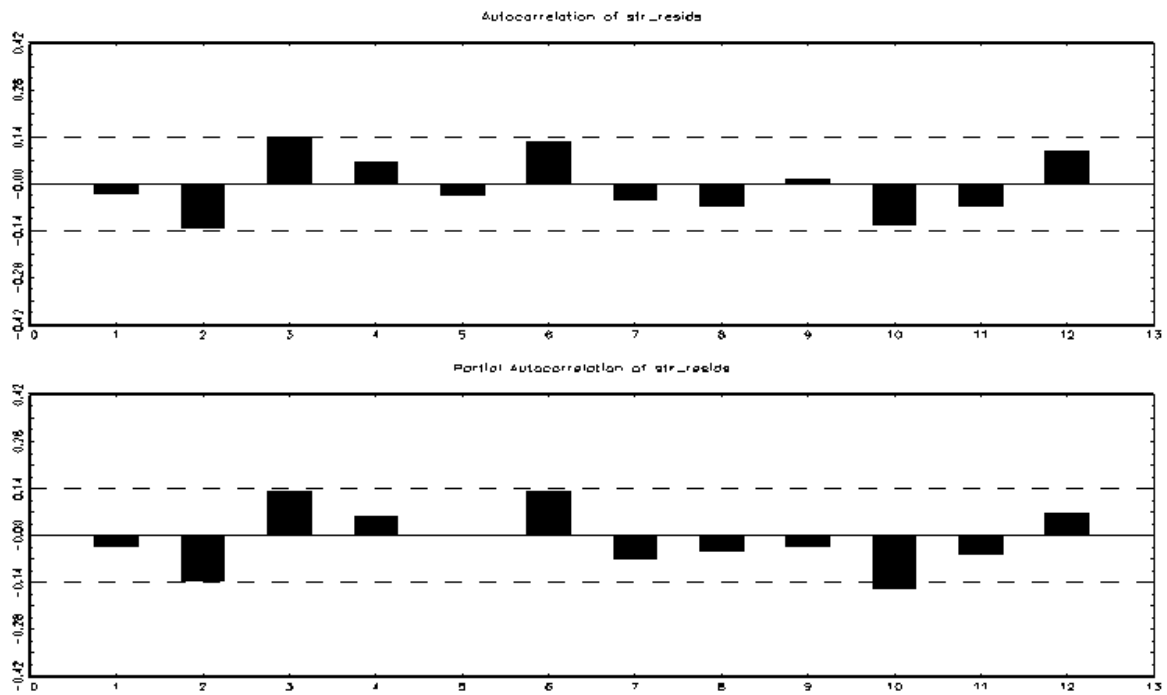


Tabela 11 – Teste de Má especificação

Teste dos Resíduos – Modelo 6	
JB	0.000
ARCH-LM (1)	0.773
LM (1)	0.546
LM (2)	0.023
<i>Constância do parâmetro: H0: Sim</i>	
H1	0.0404
H2	0.1784
H3	0.0848

JB denota o teste de Jarque-Bera para não normalidade, LM (1) e LM (2) denotam testes LM de primeira e segunda e ARCH-LM indica o resultado de primeira ordem do teste ARCH. Todos os testes são descritos em mais detalhes na Seção 6.3.3. de Teräsvirta (2004).

Figura 7 – Função de Transição (Modelo 7)

