

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração**

Bernardo Calvente

**POLÍTICA DE METAS DE INFLAÇÃO E O REPASSE DA
VARIAÇÃO CAMBIAL PARA O NÍVEL DE PREÇOS**

**São Paulo
2014**

Bernardo Calvente

**Política de metas de inflação e o repasse da variação
cambial para o nível de preços**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Juliana Inhasz – Insper

**São Paulo
2014**

Calvente, Bernardo

Política de metas de inflação e o repasse cambial para o nível de preços /
Bernardo Calvente – São Paulo: Insper, 2014.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino
e Pesquisa.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Juliana Inhasz

1. Câmbio 2. *Pass-through* 3. Política monetária

Bernardo Calvente

Política de metas de inflação e o repasse da variação cambial para o nível de preços

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Aprovado em Dezembro de 2014.

EXAMINADORES

Prof^a. Dr^a. Juliana Inhasz
Orientadora

Prof. Dr. Gino Abraham Olivares Leandro
Examinador

Prof. Dr. Artur Rothstein Barreto Parente
Examinador

Resumo

CALVENTE, Bernardo. Política de metas de inflação e o repasse da variação cambial para o nível de preços. São Paulo, 2014. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Oscilações nas taxas de câmbio representam um repasse aos níveis de inflação de uma dada economia através tanto de efeitos diretos sobre preços de produtos importados como de variações nos preços de bens não transacionáveis, por motivos como, por exemplo, mudanças nos custos de produção das firmas. Assim sendo, como parte da literatura econômica observou uma notável redução nesses níveis de repasse nas últimas décadas, o presente estudo se propõe a buscar se, de fato, é verificável tal diminuição para os preços de uma dada economia quando ocorre a adoção de uma política de metas de inflação pelo respectivo Banco Central.

Com uma autoridade monetária comprometida com a manutenção de uma meta inflacionária, acredita-se que as firmas estariam menos inclinadas a repassar variações cambiais de curto prazo para seus preços reduzindo, portanto, o impacto de tais alterações na inflação. Para tanto este trabalho se utilizará de uma análise empírica através de modelos econométricos para verificar e mensurar tais efeitos em oito economias (África do Sul, Austrália, Brasil, Coréia do Sul, México, Nova Zelândia, Reino Unido e Suécia).

Os resultados corroboram com a hipótese previamente levantada; indicando que em um considerável número das localidades estudadas pode-se observar uma queda relevante no repasse cambial para a inflação após a adoção da política de metas de inflação por parte da autoridade monetária local.

Abstract

CALVENTE, Bernardo. Inflation targeting policy and the exchange rate pass-through. São Paulo, 2014. Monograph - Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Fluctuations in exchange rates have a pass-through effect to inflation levels of a given economy through both direct effects on prices of imports and variations in prices of non-tradable goods, for reasons such as, for example, changes in production costs of firms products. Therefore, as part of the economic literature has observed a perceptible reduction in these transfer levels in recent decades, this study intends to seek if a reduction of pass-through to prices when the respective central bank adopts an inflation targeting policy is verifiable.

With a monetary authority committed to keep an inflation target, it is believed that firms would be less inclined to pass short-term exchange rate changes to their prices, therefore reducing the impact of such changes in inflation. This is an empirical analysis through econometric models in order to verify and measure such effects in eight economies (South Africa, Australia, Brazil, Korea, Mexico, New Zealand, UK and Sweden).

The findings in this paper are aligned with the hypothesis previously raised; pointing that in a considerable number of the places studied we were able to observe a fall of the pass-through of exchange rate into inflation levels after the adoption of an inflation targeting policy by the local monetary authority.

Lista de tabelas e gráficos

Tabela 1 - Data de início do regime de metas de inflação	18
Tabela 2 - Período das séries e fonte dos dados	19
Tabela 3 - Coeficientes estimados	27
Tabela 4 - <i>Pass-through</i>	28
Tabela 5 - Sinais observados e esperados dos coeficientes estimados	29
Tabela 6 - <i>Pass-through</i> Edwards (2006)	30
Tabela 7 - Testes de heterocedasticidade	37
Gráfico 1 - África do Sul	31
Gráfico 2 - Austrália	31
Gráfico 3 - Brasil	32
Gráfico 4 - Coreia do Sul	33
Gráfico 5 - México	33
Gráfico 6 - Nova Zelândia	34
Gráfico 7 - Suécia	35
Gráfico 8 - Reino Unido	35

Sumário

1. Introdução.....	8
2. Revisão de literatura	10
3. Desenvolvimento.....	14
3.1. Metodologia	14
3.2. Base de dados.....	18
4. Resultados.....	21
4.1. Comparação de resultados.....	21
4.2. Demais países	22
5. Conclusão.....	24
6. Referências.....	25
APÊNDICE A - Resultados.....	27
APÊNDICE B - Resultados Edwards (2006).....	30
APÊNDICE C - Correlogramas e correlogramas cruzados	31
APÊNDICE D - Testes de heterocedasticidade.....	37

1. Introdução

O presente estudo objetivou analisar como o repasse cambial para os níveis inflacionários é afetado com a adoção de uma política de metas de inflação, tendo no caso em tela o ocorrido com oito países com as mais diversas características, dentre desenvolvidos e subdesenvolvidos. Desta maneira, o trabalho aqui proposto se diferencia dos demais encontrados na literatura principalmente quanto à formulação e o procedimento adotado tanto na especificação quanto na estimação dos modelos propostos para cada uma destas regiões consideradas (uma vez que não se restringiu que países diferentes necessariamente utilizassem da mesma formulação teórica para a explicação de seus níveis de inflação).

Observou-se, então, uma queda significativa, em um grande número dos episódios examinados, do *pass-through* (efeito da variação cambial na inflação doméstica) após a adoção de uma política de metas de inflação (uma queda média de cerca de 73%¹ em tais níveis nos casos apreciados). Este resultado, pontuado como relevante pela literatura adotada é explicado e explorado mais a frente.

Cabe mencionar que, durante um acentuado período do século passado e início deste, o tema “taxas cambiais” foi um relevante tópico em termos de política macroeconômica em diversas regiões. Sobretudo em países emergentes, nos quais diferentes regimes foram amplamente discutidos e implementados nos períodos do final da década de 90 e início dos anos 2000, dada uma série de distúrbios cambiais e inflacionários vivenciados, ademais de prévias experiências com regimes de câmbio fixo. Destarte, uma vez que há um relevante número de economias que se distanciaram dessas políticas de rigidez cambial em direção a uma estrutura flexível com metas inflacionárias e constataram uma acentuada redução nos níveis de crescimento de preços em suas economias (EDWARDS; 2006), o presente estudo se propõe a uma observação empírica a cerca de como tal transformação afetou a extensão que choques cambiais possuem sobre o plano geral de preços.

A história contempla exemplos de economias que sofreram relevantes crises cambiais, sobretudo nos anos 90, e que não resultaram em um aumento significativo nos níveis inflacionários, cabendo aqui referir-se aos casos usualmente

¹ Utilizou-se neste cálculo o *pass-through* estimado de todos os oito países (incluindo os casos de Reino Unido, Coreia do Sul e Suécia, que serão discutidos mais a frente).

mencionados de Suécia e Reino Unido em 1992. A literatura ainda mostra que os níveis de *pass-through* cambial para uma série de países, nos últimos vinte anos, diminuíram substancialmente (GANGNON, IHRIG; 2004)².

Assim sendo, imagina-se que a credibilidade da autoridade monetária em um regime de metas de inflação pode vir a ser relevante variável na determinação do efeito cambial sobre o nível de preços. Conforme Gagnon e Ihrig (2004) colocam, firmas teriam uma disposição menor a um ajuste de preços frente a uma depreciação da moeda local acreditando que a autoridade monetária será bem-sucedida no combate da inflação futura, uma vez que o Banco Central prontamente aplicaria ajustes recessivos para conter o aumento nos preços gerados por uma depreciação da moeda nacional.

Desta maneira, a fim de analisar e testar tal efeito, o estudo encontra-se organizado do seguinte modo. Na seção subsequente apresentar-se-á uma revisão da literatura como base para a realização do trabalho; na seção três encontra-se uma descrição a cerca da metodologia que fora implementada e sobre a base de dados utilizada para a estimação proposta; por fim, uma discussão sobre os resultados obtidos e a conclusão do raciocínio desenvolvido encontram-se nas duas últimas seções.

² De acordo os autores, três exemplos proeminentes foram os casos do Reino Unido e Suécia após 1992, e o caso Brasileiro em 1999.

2. Revisão de literatura

Conforme fora mencionado, constatou-se uma redução significativa no efeito *pass-through* nas últimas duas décadas em um relevante número de localidades, de maneira que tal declínio possui importantes implicações para o estabelecimento da política monetária de um dado país, uma vez que altera a inter-relação que a taxa de câmbio passa a ter com os preços desta economia. Assim sendo, um importante estudo nessa vertente foi o realizado por Taylor (2000), que examina a possibilidade que taxas de inflação menores e mais estáveis serem fatores que estão por detrás da redução do grau que as firmas repassam para seus preços, tanto aumentos de preços por firmas competidoras, quanto aumento de custos dadas mudanças nas taxas de câmbio (esse declínio de repasse é interpretado pelo autor como perda de poder de precificação). Taylor ainda argumenta que níveis inflacionários mais baixos estão associados a níveis mais reduzidos de persistência da inflação, dando um primeiro passo à formulação de que poderia haver algum tipo de correlação entre o fato de uma autoridade monetária mais comprometida com um controle inflacionário gerar uma menor inflação e, possivelmente, reduzir o efeito de repasse de uma desvalorização da moeda nacional sobre o nível geral de preços de uma dada economia.

Assim sendo, pode-se ver tanto no próprio Taylor (2000) quanto em Choudhri e Hakura (2006) que parte dessa diminuição do viés inflacionário evidenciado não se dera por mero acaso, mas que parecia haver uma direta relação com o ambiente de precificação vivenciado por cada país. Um espaço com baixa inflação e comprometimento por parte do Banco Central em manter uma situação de controle mudaria o comportamento de ajuste dos preços, e as firmas estariam menos propensas a repassar rapidamente maiores custos. Ou seja, de acordo com os autores, quando as taxas de inflação de um dado país são baixas, as expectativas dos indivíduos tem uma maior chance de estarem alinhadas com as expectativas das autoridades e, desta maneira, serem menos influenciadas por movimentos de curto prazo nos preços, como por exemplo, por mudanças nas taxas de câmbio. Entretanto, cabe aqui ressaltar que nenhum desses estudos conecta diretamente o abandono de uma política de câmbio fixo e a adoção de um regime de metas de inflação à redução do efeito *pass-through*.

Quanto à importância do regime monetário para o *pass-through*, Gagnon e Ihrig (2004) vêm a complementar o ponto. É constatada uma redução dos níveis de *pass-through* para países industriais desde a década de 80, nos quais, de acordo com os autores, ações anti-inflacionárias combinadas a um ambiente de credibilidade do Banco Central foram fatores determinantes frente à redução do efeito cambial nos níveis de preços. É proposto que, dado esse cenário, as firmas, com a atuação quase que imediata da autoridade monetária e acreditando na eficiência do controle inflacionário de longo prazo, acabam por serem menos suscetíveis a um repasse de flutuações cambiais para os preços de seus produtos, ocasionando em um menor repasse cambial.

Também nesta mesma linha Edwards (2006) compõe tal argumentação. O autor constata que países que adotaram políticas de metas de inflação apresentaram declínio no *pass-through* para os preços de suas economias. Entretanto, foi observado que tal repasse se deu de maneira diferente para índices *CPI*³ e *PPI*⁴ nas economias estudadas. Ainda Edwards foi capaz de detectar que países com histórico de ambientes de alta e instável inflação consideraram variações na taxa nominal de câmbio para o estabelecimento de suas respectivas políticas monetárias, reforçando o ponto de existência de uma correlação positiva entre políticas de metas de inflação e redução no impacto cambial na inflação dessas economias.

Olhando o tema por outra perspectiva, Campa e Goldberg (2002) chegam a diferentes resultados. Apesar de tal tendência ser observada para alguns países, esse não é o caso para todos os países da OECD (Organization for Economic Cooperation and Development, ou como Goldfjan e Werlang (2000) colocam, países desenvolvidos), uma vez que nestes a elasticidade do *pass-through* de curto prazo aumenta conforme a inflação de preços também aumenta (ou maiores aumentos nas taxas de crescimento da moeda). De acordo com os autores, pontos feitos sobre círculos virtuosos entre inflação, eficácia da política monetária e *pass-through* não tem sido de primeira ordem de importância nos países da OECD estudados. Ainda é colocado que mudanças na composição da atividade industrial e do comércio possuem, provavelmente, efeitos mais duráveis do que as mudanças na política

³ *Consumer price index*: índice de preços aos consumidores.

⁴ *Producer price index*: índice de preços aos produtores.

macroeconômica no que tange o efeito do *pass-through* cambial. Os autores não refutam totalmente os estudos previamente mencionados, mas oferecem uma nova ótica sobre o assunto, uma vez que focam seu estudo em países desenvolvidos que apresentaram, historicamente falando, características inflacionárias e de regime monetário e cambial diverso da maioria dos países emergentes.

Os estudos de Reyes (2007) complementam o ponto de vista colocado por Gagnon e Ihrig (2004) e Edwards (2006), pois, de acordo com o autor, pela observação de dados empíricos em países como Brasil, Chile e México os menores níveis de *pass-through* coincidem com a adoção de políticas de metas de inflação. Assim, Reyes (2007), coloca que esse declínio é resultado de intervenções diretas e indiretas por parte do Banco Central local no mercado de câmbio. A autoridade monetária intervém em resposta a esses choques, visando a manutenção da meta de inflação; assim sendo, essa situação se traduz em baixos níveis de correlação entre a depreciação da moeda doméstica e as taxas de inflação.

Outro debate que toma forma, uma vez que se fala em redução do repasse cambial, diz respeito a se essa diminuição contínua faz com que tais variações cambiais ainda se mostrem como um relevante fator na composição do aumento nos níveis de preços, dada uma redução nos níveis inflacionários e uma política de metas de inflação observada em uma série de países nos últimos anos. Reyes (2007) ainda discorre sobre o tema, propondo que, ainda que alguns estudos coloquem que tais graus de *pass-through* possam estar se tornando baixos e não mais relevantes para os níveis de preços de economias emergentes que adotaram políticas de metas de inflação (e conseqüentemente para a determinação da política monetária), isso não ocorre, uma vez que as intervenções tanto no mercado de câmbio quanto na taxa de juros propriamente dita para o combate de uma depreciação exacerbada da moeda nacional contradizem o proposto. O autor coloca que, dado que o *pass-through* ocorre, as respectivas autoridades monetárias são forçadas a intervir para cumprir suas metas de inflação.

Outro ponto que se faz relevante para a presente análise do *pass-through*, ainda que não seja o escopo deste trabalho, diz respeito à correlação entre a redução do repasse cambial e a volatilidade das taxas de inflação dos respectivos países. De acordo com Gagnon e Ihrig (2004), conforme o Banco Central é mais comprometido com o combate inflacionário e sua credibilidade aumenta, tanto a

média como o desvio padrão dos indicadores de inflação deveriam cair. Assim, os autores propõem que uma maneira indireta de testar a relação entre política monetária e a taxa de repasse cambial seria através da relação entre o *pass-through* e o comportamento da inflação, pois conforme as taxas de *pass-through* caem tanto a variância quanto a média da inflação diminuiriam.

Assim sendo, tendo em vista o que fora exposto sobre o desenvolvimento dos estudos da relação entre o repasse cambial e uma política de metas de inflação, estimar-se-á um modelo empírico de curva de Phillips para uma série de países que passaram por mudanças de regime de política monetária, a fim de se capturar a inter-relação entre inflação e taxa nominal de câmbio, e constatar se tal dinâmica se alterou com a mudança da política monetária nas localidades propostas.

3. Desenvolvimento

3.1. Metodologia

Como base do presente estudo para a análise do *pass-through* cambial, se tomará como fundamento teórico uma Curva de Phillips. A curva de Phillips Novo-Keynesiana pode apresentar a seguinte especificação genérica:

$$\pi_t = \lambda_0 + \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \lambda_3 X_t + \lambda_4 V_t \quad (1)$$

onde π_t é a taxa de inflação; π_{t-1} é a inflação no período anterior; $E_t(\pi_{t+1})$ é a expectativa, em t, para a inflação esperada para um período a frente; X_t é alguma variável de hiato, representando a diferença entre o estado em que a economia se encontra e seu estado natural; V_t é um choque de oferta, podendo estar aqui incluído a variação cambial.

Apesar dessa especificação genérica em (1), foi estimada uma curva diferente para cada um dos países que compõe o estudo em uma versão mais simplificada conforme adequação dos dados colhidos, e tendo em vista que estamos aqui mais interessados no parâmetro associado a um choque de oferta, mais especificamente a variação cambial. Assim sendo, há de se recomendar aqui uma maneira para testar as hipóteses previamente levantadas e sustentadas por parte da literatura. Sugerir-se-á, então, um modelo econométrico que venha a possibilitar interpretações a cerca do impacto cambial para o nível de preços.

Como definido o modelo proposto para tal estudo será o de uma curva de Phillips, entretanto com expectativas adaptativas, na qual se explicará a variação do logaritmo do nível de preços de uma dada economia através da inflação passada, da taxa de câmbio e da variação dos preços externos ademais da tentativa de inclusão de uma medida de hiato. O presente estudo se aterá ao comportamento do parâmetro relacionado ao impacto da variação cambial. Desta maneira, primeiramente, o modelo sugerido será o de uma *função de transferência*⁵ com a seguinte especificação:

⁵ Enders, Walter – Applied Econometric Time Series.

$$\Delta \log P_t = \beta_0 + A(L)\Delta \log P_{t-1} + B(L)\Delta \log E_t + C(L)\Delta \log P_t^* + D(L)X_t + F(L)\omega_t \quad (2)$$

Este modelo fora inspirado nos sugeridos por Campa e Goldberg (2002), Gagnon e Ihrig (2004) e Sebastian Edwards (2006), no qual se deseja estudar o comportamento dos parâmetros associados à taxa de câmbio (estes sendo os componentes do efeito *pass-through* que o câmbio possui sobre o nível de preços da economia). Assim sendo, tem-se a seguinte interpretação para cada uma das variáveis acima estabelecidas: P_t é o nível de preços de uma dada economia no período t ; E_t , corresponde à taxa nominal de câmbio no período t ; P_t^* é um índice de preços externos na data t ; X_t é uma variável de hiato; ω_t representa um choque na data t ; os termos $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$, $D(L)$ e $E(L)$ indicam as equações que irão defasar cada uma das variáveis explicativas do modelo e o erro⁶. Há de se salientar aqui que, conforme fora supracitado, tais equações não necessariamente serão iguais para cada um dos países estudados.

No caso da variável X_t se fará uso do hiato do produto estimado através de um filtro Hodrick-Prescot⁷ (HP), metodologia amplamente difundida pela literatura⁸, com o qual se separará a tendência da série, sendo esta o produto potencial. Cabe aqui salientar que uma variável adicional poderia ser incluída no que diz respeito à esperança da variação do logaritmo dos preços representando a formação de expectativas sobre os preços futuros para explicar a variação dos preços no momento presente, acrescentando o caráter de expectativas racionais à curva estimada. Entretanto, como a obtenção de tais séries se mostra de difícil acesso para os países em questão e não fazem parte escopo principal da discussão, ficaram, portanto, de fora da análise aqui proposta.

⁶ Caso esse não se enquadre em um processo de ruído branco

⁷ O filtro HP é obtido através da resolução do problema a baixo (no qual que y_t é o produto, y_t^* é o produto potencial e \ln é o logaritmo natural):

$$\text{Min}_{y_t^*} \sum_{t=1}^T (\ln y_t - \ln y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\ln y_{t+1}^* - \ln y_t^*) - (\ln y_t^* - \ln y_{t-1}^*)]^2$$

⁸ De acordo com Botas, Marques e Neves (1998) é o método mais utilizado para estimação do produto potencial.

Atendo-se para como a mudança no regime monetário de cada um dos países afeta o coeficiente do *pass-through*, na especificação do modelo será incluída uma variável *dummy*, que assumirá valor “um” após a adoção do regime de metas de inflação de cada localidade. Ainda não será imposta (conforme fora feito por Edwards (2006)), como sugerido por Gagnon e Ihrig (2002), a restrição de que ambos os parâmetros associados à taxa de câmbio e à variação dos preços externos sejam iguais. Desta maneira o modelo a ser estimado assume a seguinte forma:

$$\Delta \log P_t = \beta_0 + A(L)\Delta \log P_{t-1} + B(L)\Delta \log E_t + C(L)\Delta \log P_t^* + D(L)X_t + DE(L)\Delta \log E_t + F(L)\omega_t \quad (3)$$

$$A(L) = \alpha_1 + L^1 \alpha_2 + L^2 \alpha_3 + L^3 \alpha_4 \dots \quad (4)$$

$$B(L) = \beta_1 + L^1 \beta_2 + L^2 \beta_3 + L^3 \beta_4 \dots \quad (5)$$

$$C(L) = \gamma_1 + L^1 \gamma_2 + L^2 \gamma_3 + L^3 \gamma_4 \dots \quad (6)$$

$$D(L) = \vartheta_1 + L^1 \vartheta_2 + L^2 \vartheta_3 + L^3 \vartheta_4 \dots \quad (7)$$

$$E(L) = \phi_1 + L^1 \phi_2 + L^2 \phi_3 + L^3 \phi_4 \dots \quad (8)$$

$$F(L) = \tau_1 + L^1 \tau_2 + L^2 \tau_3 + L^3 \tau_4 \dots \quad (9)$$

Voltando ao modelo, a estimação da equação proposta possui alguns desafios, como apontados por Edwards (2006). A variável $\Delta \log E$ pode não ser exógena, e tal problema poderia ser atacado através de uma estimação pelo método de mínimos quadrados em dois estágios ou *generalized method of moments*, mas boas variáveis instrumentais são de difícil determinação para a taxa de câmbio. O próprio autor coloca que, de acordo com Meese e Rogoff (1983), variáveis exógenas não possuem uma correlação forte com mudanças nas taxas de cambiais nominais, para a maioria dos países. Gagnon e Ihrig (2004) discorrem sobre o problema ressaltando que, apesar de na teoria haver problemas de endogeneidade, estudos, como o acima mencionado, mostram que variáveis macroeconômicas padrão tem pouca habilidade para explicar mudanças nas taxas de câmbio. Desta maneira, tanto Edwards (2006), como Campa e Goldberg (2002) e Gagnon e Ihrig (2004), se utilizam de uma estimação por mínimos quadrados. Assim sendo, será adotado o

mesmo método usado pelos autores para a estimação neste trabalho quando da não presença de correlação serial e heterocedasticidade, nesses casos se fazendo uso de uma estimação por máxima verossimilhança.

Assim sendo, temos na equação a variável *dummy* representada pela letra D, o *pass-through* de curto prazo antes da política de metas de inflação sendo definido de maneira genérica por $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \dots$ e o *pass-through* de longo prazo sumarizado por $(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \dots)/(1 - (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 \dots))$. Depois da adoção da política de metas de inflação, temos o *pass-through* sendo calculado pela soma $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \dots + \varphi_1 + \varphi_2 + \varphi_3 + \varphi_4 \dots$ e conseqüentemente o *pass-through* de longo prazo como sendo $(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \dots + \varphi_1 + \varphi_2 + \varphi_3 + \varphi_4 \dots)/(1 - (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 \dots))$. Cabe aqui ressaltar que o número de defasagens que se utilizará para a melhor especificação das equações irá variar de acordo com uma análise de correlação para cada um dos países, portanto o modelo acima trata-se de uma formatação geral meramente explicativa do que fora realizado.

Desta maneira as equações de cada um dos países foram especificadas tendo como base o sugerido por Enders⁹ e, por se tratar de uma função de transferência, o seguinte passo a passo foi estabelecido:

1. Primeiramente foi ajustado um modelo ARMA para cada uma das sequências das variáveis explicativas, com exceção da inflação defasada, sendo o resíduo guardado. (obs. no caso de o processo de tais variáveis seguir um ruído branco, esse primeiro passo pode ser deixado de lado e o filtro explicado a seguir não precisará ser aplicado).

$$G(L)\Delta\log E_t = H(L)\varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$I(L)\Delta\log X_t = J(L)\varepsilon_{2t} \quad (11)$$

$$K(L)\Delta\log P_t^* = M(L)\varepsilon_{3t} \quad (12)$$

2. Em seguida, foi feita a aplicação dos filtros $\frac{G(L)}{H(L)}$, $\frac{I(L)}{J(L)}$ e $\frac{K(L)}{M(L)}$ na série $\Delta\log P_t$ gerando três séries filtradas. Analisou-se assim o correlograma e o

⁹ Em *Applied Econometric Time Series*.

correlograma cruzado como guia para a especificação das equações $A(L), B(L), C(L), D(L)$ e $E(L)$, da mesma forma como uma função de auto correlação e auto correlação parcial é utilizada para a identificação de um processo *ARMA* (vide APÊNDICE C; gráficos 1 a 8). Assim sendo, após a escolha de alguns candidatos, escolheu-se o “melhor modelo”, regredindo $\Delta \log P_t$ nas suas próprias defasagens e nas defasagens para as variáveis exógenas.

3. Analisando-se os resíduos da equação estimada, ajustou-se um processo *MA* para o caso da presença de correlação serial, e *Garch* e *Arch* para a variância dos erros no caso destas apresentarem heterocedasticidade (vide APÊNDICE D; tabela 7).

Cabe aqui ressaltar que, durante a estimação e especificação do modelo, foi conduzida uma revisão estatística, para ademais de este se adequar a teoria e ao estudo proposto, se encontrar em conformidade com as conjecturas que a estimação por mínimos quadrados e máxima verossimilhança pressupõem.

3.2. Base de dados

Em um primeiro momento se selecionou uma amostra de países que passaram por mudanças no regime de política monetária, adotando metas de inflação. Desta maneira, para cada uma dessas regiões foi estimado um modelo para a observação do parâmetro relacionado ao *pass-through* cambial.

Em tal estudo se levará em consideração oito países que passaram por tal modificação; são eles e suas respectivas datas de início da adoção de uma política de metas inflacionárias:

Tabela 1: Data de início do regime de metas de inflação

Data de adoção de meta de inflção	
Africa do Sul	fev-00
Austrália	abr-93
Brasil	jun-99
Coréia do Sul	jan-98
México	jan-99
Noruega	mar-01
Nova Zelândia	mar-90
Reino Unido	out-92
Suécia	jan-93

Fonte: Bancos Centrais e FMI.

Dada a modelagem proposta, o período adotado neste estudo empírico varia de acordo com cada um dos países que integram o presente trabalho, sendo a base de dados estabelecida desde anos antes do período de adoção de uma política de metas de inflação por cada um dos Bancos Centrais até após sua adoção conforme a tabela abaixo.

Tabela 2: Período das séries e fonte dos dados¹⁰

	Período das séries para estimação	Fonte
Africa do Sul	1970Q4:2013Q3	Statistics South Africa
Austrália	1970Q3:2013Q3	Australian Bureau of Statistics
Brasil	1994Q2:2013Q3	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)
Coréia do Sul	1970Q4:2013Q3	Statistics Korea (KOSTAT)
Estados Unidos	1970Q3:2013Q3	U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS)
México	1977Q2:2013Q3	Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, Mexico
Nova Zelândia	1970Q3:2013Q3	Statistics New Zealand
Reino Unido	1988Q4:2013Q3	Office for National Statistics (ONS), U.K.
Suécia	1970Q4:2013Q3	Statistics Sweden (SCB)

Fonte: tabela elaborada pelo autor com dados retirados da Thomson Reuters.

A estimação será realizada com dados trimestrais compreendendo os períodos que os países do estudo passaram por mudanças nos regimes monetários, sendo importante frisar que, com a utilização de tais frequências, as variáveis foram dessazonalizadas.

Como *proxy* para a inflação será utilizada a variação trimestral do *CPI* de cada país. Há de se observar que caberia aqui usar séries diferentes para as variáveis de preços, e usualmente utiliza-se monitores de inflação “livres” (sem preços monitorados pelo governo) para a inflação corrente e indicadores “cheios” (com preços monitorados pelo governo) para inflação passada, uma vez que o estado geral de preços passados (incluindo também preços monitorados pelo governo) afeta a inflação presente, mas por simplificação tal discriminação não será feita.

Além disso, de modo a melhor especificar o comportamento da formação de preços, adiciona-se ao modelo variáveis que representem choques de oferta oriundas do mercado externo, para verificar como tais variações tem impacto sobre o

¹⁰ Vale notar que a divergência no período das séries coletadas se deu em virtude tanto da disponibilidade dos dados encontrados, quanto da adequação destes para a estimação do modelo proposto, garantindo-se em todos os casos que houvesse uma quantidade suficientemente grande de observações tanto antes quanto depois da adoção da política de metas. Vale aqui ressaltar o caso brasileiro, no qual a série utilizada se inicia em 1994 dados os distúrbios hiperinflacionários vividos no período pré-plano Real, ainda poderia utilizar-se de um período menor começando em 1999 tendo em vista as características de âncora cambial do momento, mas desta maneira haveria uma quantidade pequena de dados antes da mudança de política. Ainda, é de se mencionar que foram testados outros períodos e especificações e os resultados obtidos são robustos e consistentes, ainda que tais equações não tenham sido estimadas de maneira simultânea dada as diferenças entre as séries e países.

comportamento do nível geral de preços, sendo essas o câmbio e a inflação nos preços externos. Como *proxy* destas variáveis utiliza-se as variações percentuais trimestrais da moeda nacional frente ao dólar, e a inflação norte americana medida pela variação do *CPI*, respectivamente.

Visando ainda uma melhor especificação do modelo, torna-se imprescindível identificar qual defasagem de cada uma das variáveis propostas possui maior capacidade explicativa sobre a variável resposta. Isso fora feito através de um estudo de correlação entre as variáveis e após algumas rodadas de estimação de cada modelo, conforme já fora mencionado.

4. Resultados

No APÊNDICE A (tabela 3 e 4), pode-se encontrar os principais resultados dos modelos estimados, tanto os coeficientes para cada uma das equações de cada país como os coeficientes de *pass-through* em cada localidade antes de depois da adoção da política de metas de inflação.

Há ainda de se ressaltar aqui que nem todos os resultados encontrados foram os esperados (APÊNDICE A.; tabela 5). Quanto ao repasse no caso da Coreia do Sul chama atenção o que fora constatado, uma vez que este apresentou mesmo antes da adoção da mudança de política coeficientes negativos¹¹, ademais disso o coeficiente associado à *dummy* de mudança de política não se mostrou relevante, apesar de apresentar o sinal negativo já esperado, havendo o mesmo ocorrido no caso da África do Sul. Quanto ao Reino Unido, mesmo com o resultado de uma diminuição do *pass-through*, esse não se mostrou estatisticamente significativo para a determinação das respectivas taxas de inflação.

Outro fato curioso e contra intuitivo também se deu quanto à não relevância estatística do hiato do produto para a explicação da inflação na grande maioria dos casos observados (exceto no caso mexicano); entretanto, nota-se no próprio Edwards (2006) a ausência desta variável na modelagem estatística proposta indicando que, talvez, este de fato não seria de tanta relevância para a análise feita, de maneira que sua ausência não geraria problemas de endogeneidade no modelo, mesmo a amostra de países aqui analisados não coincidindo totalmente com àquela utilizada pelo autor em questão.

4.1. Comparação de resultados

Quando comparados os resultados obtidos com os de Edwards (2006), podemos observar uma sensível diferença entre o que fora constatado. No caso, a análise teve em comum quatro países: Austrália, Brasil, México e Coreia do Sul. Nos três primeiros notou-se uma coerência quanto ao sinal exibido pelo coeficiente de repasse cambial, apresentando este um comportamento conforme o que fora esperado em um primeiro momento; nesses casos, o *pass-through* diminuiu após a

¹¹ No caso coreano cabe ressaltar que tal resultado pode ter ocorrido dado o período de grande expansão e inserção no comércio internacional vivido pelo país nos anos 90, entretanto para que qualquer afirmação mais contundente possa ser estabelecida há de se aprofundar o estudo do caso, o que não é o escopo do presente trabalho.

mudança na política monetária (apesar de no caso sul coreano tal redução não ter se mostrado estatisticamente relevante no presente estudo, conforme já fora mencionado). Entretanto, tanto o arrefecimento quanto a magnitude dos coeficientes foi diferente (vide APÊNDICE A e B; tabelas 4 e 6). Ainda, o caso Coreano foi o que apresentou maiores divergências dado o sinal observado neste estudo, no qual o coeficiente de *pass-through* antes da mudança de política monetária apresentou-se como negativo conforme o que fora supracitado.

Assim sendo, tais diferenças podem ser justificadas primordialmente por dois fatores, o fato de terem sido utilizados diferentes períodos de amostragem dos dados, e em segundo lugar o caso de Edwards (2006) ter limitado sua análise à manutenção da mesma especificação para todos os países estudados.

4.2. Demais países

Cabe aqui expor a expressiva queda no repasse cambial estimado para a inflação para a grande maioria dos diferentes países observados, confirmando o que em um primeiro momento fora esperado dadas as justificativas desenvolvidas por relevante parte da literatura econômica. Observou-se uma queda média de cerca de 90,4%¹² do *pass-through* cambial, na qual o repasse de curto e logo prazo passara de um patamar médio de magnitude de cerca de 0,2003¹³ e 0,4801¹⁴ respectivamente, para cerca de 0,0133¹⁵ e 0,039¹⁶ respectivamente, apontando desta maneira para uma indicação da confirmação do impacto positivo da adoção de políticas de metas de inflação na redução de tal repasse.

Ainda, cabe ressaltar o caso brasileiro, que apresentou uma relevante redução nos níveis de repasse sendo, depois do caso sueco, o país que apresentou uma maior redução desses níveis, ainda que o *pass-through* fosse aqui o maior antes da adoção de metas de inflação por parte da autoridade monetária.

Quanto aos países que tiveram um período semelhante usado para a estimação¹⁷, pode-se observar uma queda de cerca de 89,7%¹⁸ no repasse cambial

¹² Valor fora calculado sem a inclusão de Reino Unido, Coreia e África do Sul; se incluídos, 70,3%.

¹³ Valor fora calculado sem a inclusão de Reino Unido, Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,1227.

¹⁴ Valor fora calculado sem a inclusão de Reino Unido, Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,3209.

¹⁵ Valor fora calculado sem a inclusão de Reino Unido, Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,0033.

¹⁶ Valor fora calculado sem a inclusão de Reino Unido, Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,036.

¹⁷ África do Sul, Austrália, Coreia, Suécia e Nova Zelândia.

¹⁸ Valor fora calculado sem a inclusão de Coreia e África do Sul; se incluídos, 61,1%.

variando de um nível médio de 0,0603¹⁹ (curto prazo) e 0,1742²⁰ (longo prazo) para 0,0064²¹ (curto prazo) e 0,0136²² (longo prazo) (vide APÊNDICE A; tabela 4). Sendo os países que apresentaram maior *pass-through* de curto e longo prazo, antes da mudança de política foram Nova Zelândia e Austrália, respectivamente²³.

¹⁹ Valor fora calculado sem a inclusão de Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,0315.

²⁰ Valor fora calculado sem a inclusão de Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,1354.

²¹ Valor fora calculado sem a inclusão de Coreia e África do Sul; se incluídos, -0,0042.

²² Valor fora calculado sem a inclusão de Coreia e África do Sul; se incluídos, 0,0267.

²³ Não foram levados em conta Coreia e África do Sul.

5. Conclusão

Desta maneira, conforme o que fora previamente debatido e segundo os resultados encontrados, pode-se de fato constatar que na grande maioria dos casos examinados a hipótese primeiramente levantada, de que o evento de um determinado Banco Central aderir a uma política de metas de inflação gera um efeito negativo no repasse cambial, se mostrou estatisticamente significativa.

Parece haver, após tal mudança na política monetária de uma nação, e conseqüente maior comprometimento da autoridade monetária central com a manutenção de uma estabilidade no crescimento dos preços desta economia, um menor viés dos agentes econômicos em repassar variações ocorridas na taxa de câmbio para os preços nacionais, conforme já fora explanado por outros autores supracitados, talvez tal relutância sendo justificada por expectativas de que haverá algum tipo de intervenção futura de maneira a reequilibrar o choque externo, ocasionando que variações de curto prazo acabem por ter um impacto menor nos níveis inflacionários.

Podemos aqui ressaltar, como exemplos emblemáticos, os casos observados neste trabalho de Brasil, Nova Zelândia e Suécia, que foram os países que apresentaram uma maior redução nos níveis de repasse cambial (uma queda média por volta de 96,5%). Ainda, cabe retomar que apesar de não terem sido observados resultados idênticos aos obtidos por Edwards (2006), tendo em vista o que já fora debatido, observou-se uma semelhança substancial no caso dos sinais dos coeficientes obtidos em três dos quatro casos em comum apreciados (Austrália, Brasil e México), nos quais o *pass-through* representava sinal positivo antes da adoção da política de meta, apresentando uma significativa redução após sua implementação.

Por fim, entende-se que a análise do tema deste trabalho não se esgota nesta inicial explanação. A expansão do trabalho aqui proposto para outros países que passaram pela mesma mudança de política econômica certamente tornaria a análise mais precisa, bem como a observação dos parâmetros medidos mais abrangente. Por fim, outras metodologias poderiam ser testadas, salientando a possibilidade de uma melhor visualização do comportamento dos determinantes da taxa de inflação com o decorrer do tempo.

6. Referências

BOTAS, Susana; MARQUES, Carlos e NEVES, Pedro (1998) – **Estimação do produto potencial para a economia portuguesa** – Banco de Portugal, Boletim económico.

CAMPA, José and GLODBERG, Linda (2002) - **Exchange rate pass-through into import prices. A macro or micro phenomenon?** NBER working paper series, working paper 8934

CHOUDHRI, Ehsan and HAKURA, Dalia (2006) - **Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?** Journal of International Money and Finance 25 (2006) 614-639

EDWARDS, Sebastian (2006) - **The relationship between exchange rates and inflation targeting revised.** National Bureau of Economic Research, N° 409

ENDERS, Walter – **Applied Econometric Time Series 3e** – Terceira edição.

FLAMINI, Alessandro (2003) - **Inflation targeting and exchange rate pass-through.** Journal of International Money and Finance

GAGNON, Joseph and IHRIG, Jane (2004) – **Monetary Policy and Exchange Rates Pass-Through.** International Journal of Finance and Economics, N° 704

GOLDFAJN, Ilan and WERLANG, Sérgio (2000) - **The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study.** Working paper series 5, Banco Central do Brasil

MEESE, Richard, e ROGOFF, Kenneth - **Empirical Exchange Rate Models of the Seventies** - Journal of International Economics, 14(1-2): 3-24.

REYES, Javier (2004) - **Exchange Rate *Pass-through* Effects and Inflation Targeting in Emerging Economies: What is the Relationship?** Review of International Economics

TAYLOR, John (2000) - **Low inflation, pass-through, and the pricing power of Firms.** *European Economic Review* 44 (2000) 1389-1408

APÊNDICE A - Resultados

Tabela 3: Coeficientes estimados.

	Coeficientes estimados e principais dados estatísticos									
	Africa do Sul	Austrália	Brasil	Coréia do Sul	México	Nova Zelandia	Reino Unido	Suécia		
β_0	0,00066	0,00366	0,00458	0,00017	0,00199	-0,00078	0,00019	0,00011		
<i>p</i> -valor	0,26680	0,01940	0,25020	0,84340	0,00000	0,23180	0,86510	0,93390		
$\Delta \log P_{t-1}$	0,88052	0,28750	0,33931	0,47965	0,82066	0,77906	0,44626	0,31316		
<i>p</i> -valor	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00910	0,00050		
$\Delta \log P_{t-2}$							0,28301	0,26306		
<i>p</i> -valor							0,04020	0,00170		
$\Delta \log E_t$		0,06058	0,51891			0,02037		0,04942		
<i>p</i> -valor		0,00010	0,00000			0,05450		0,00030		
$\Delta \log E_{t-1}$			0,14528	-0,05445	0,15644	0,05056	0,00344			
<i>p</i> -valor			0,00030	0,00000	0,00000	0,00000	0,78540			
$\Delta \log E_{t-2}$	0,03095									
<i>p</i> -valor	0,00110									
$\Delta \log P_t^*$	0,16093	0,56442		0,71890		0,35551	0,16845	0,44956		
<i>p</i> -valor	0,00000	0,00000		0,00000		0,00000	0,30390	0,00000		
<i>dummy</i> * $\Delta \log E_t$		-0,04567	-0,52001			-0,03546	-0,00327	-0,04931		
<i>p</i> -valor		0,02110	0,00000			0,05350	0,87860	0,04180		
<i>dummy</i> * $\Delta \log E_{t-1}$			-0,11757	-0,01172	-0,13602	-0,03110				
<i>p</i> -valor			0,04670	0,39910	0,00000	0,07200				
<i>dummy</i> * $\Delta \log E_{t-2}$	-0,00469									
<i>p</i> -valor	0,70150									
X_t					0,00000					
<i>p</i> -valor					0,00650					
Critério de Akaike	-6,87556	-7,12775	-4,45197	-7,09311	-7,80378	-7,18246	-8,53034	-7,28487		
R - quadrado	0,55341	0,65162	0,96619	0,71935	0,91812	0,72649	0,56844	0,70843		
Durbin-watson	2,16923	2,13114	1,93511	2,16380	2,25812	2,10692	2,55393	2,04276		

Fonte: tabela elaborada pelo autor.

Tabela 4: *Pass-through*.

<i>Pass-through</i>									
	Africa do Sul	Austrália	Brasil	Coréia do Sul	México	Nova Zelandia	Reino Unido	Suécia	
<i>Pass-through</i> pré meta de inflação									
Curto prazo	0,030950	0,060580	0,664184	-0,054452	0,156442	0,070930	0,003439	0,049418	
Longo prazo	0,259044	0,085025	1,005281	-0,104644	0,872301	0,321033	0,012703	0,116613	
<i>Pass-through</i> pós meta de inflação									
Curto prazo	0,026257	0,014907	0,026603	-0,066175	0,020419	0,004370	0,000166	0,000106	
Longo prazo	0,219764	0,020922	0,040265	-0,127173	0,113854	0,019779	0,000613	0,000250	
<i>Varição do pass-through</i>	-15,2%	-75,4%	-96,0%	-21,5%	-86,9%	-93,8%	-95,2%	-99,8%	

Fonte: tabela elaborada pelo autor.

Tabela 5: Sinais observados e esperados dos coeficientes estimados.

Sinais obtidos e esperados para os coeficientes estimados										
	Sinais esperados					Sinais observados				
	Africa do Sul	Austrália	Brasil	Coréia do Sul	México	Nova Zelândia	Reino Unido	Suécia		
$\Delta \log P_{t-1}$	+	+	+	+	+	+	+	+		
$\Delta \log P_{t-2}$										
$\Delta \log E_t$		+	+			+	+	+		
$\Delta \log E_{t-1}$			+			+				
$\Delta \log E_{t-2}$	+									
$\Delta \log P_t^*$	+	+		+		+	+	+		
$dummy * \Delta \log E_t$										
$dummy * \Delta \log E_{t-1}$										
$dummy * \Delta \log E_{t-2}$										
X_t										+

Fonte: tabela elaborada pelo autor.

AMPÊNDICE B - Resultados Edwards (2006)

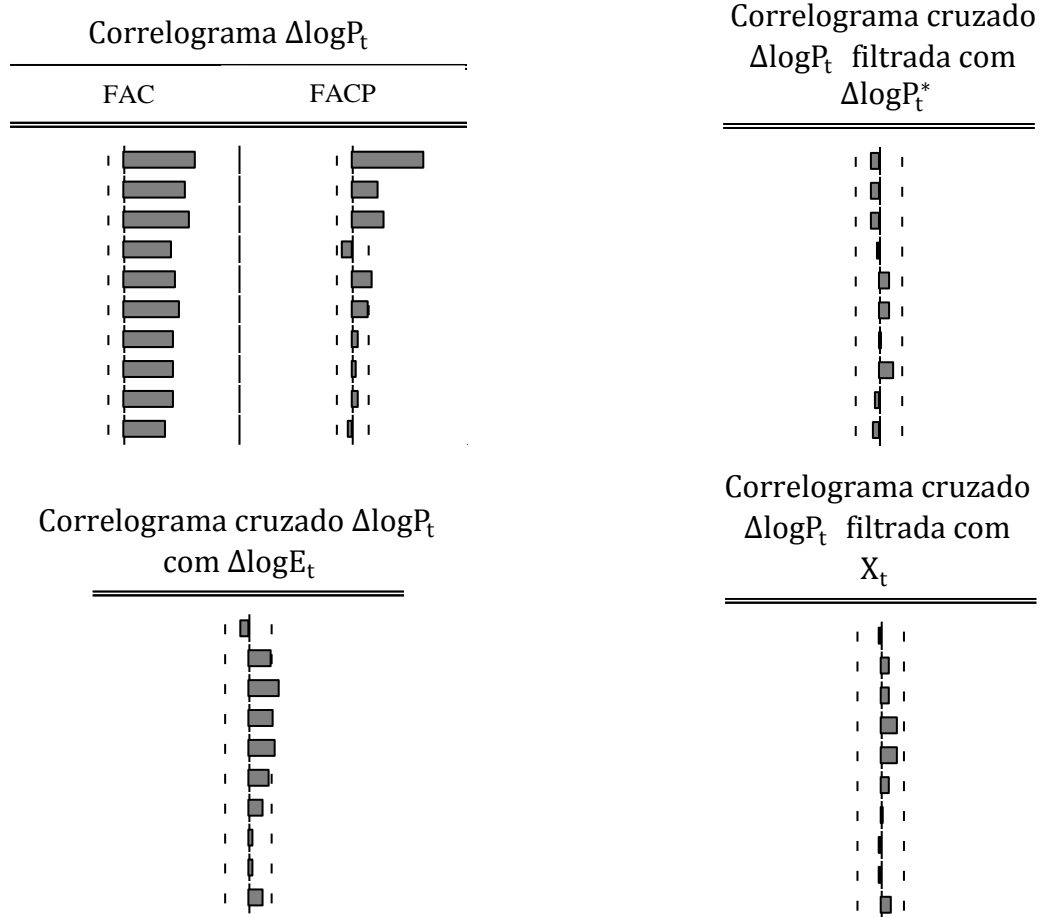
Tabela 6: *Pass-through* Edwards (2006).

<i>Pass-through Edwards (2006)</i>				
	Austrália	Brasil	Coréia do Sul	México
<i>Pass-through</i> pré meta de inflação				
Curto prazo	0,054	0,719	0,020	0,191
Longo prazo	0,120	1,027	0,025	0,523
<i>Pass-through</i> pós meta de inflação				
Curto prazo	0,000	0,056	0,020	0,015
Longo prazo	0,000	-0,337	0,025	0,018
<i>Varição do pass-through (curto prazo)</i>	-100,0%	-92,2%	0,0%	-92,1%
<i>Varição do pass-through (longo prazo)</i>	-100,0%	-132,8%	0,0%	-96,6%

Fonte: tabela elaborada pelo autor com base em cálculos dos resultados de Edwards (2006) e no que fora apresentado por ele.

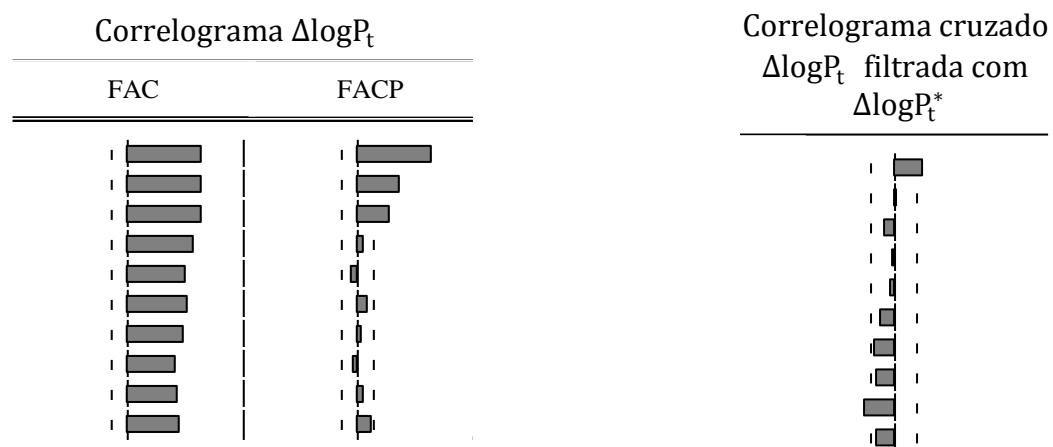
APÊNDICE C - Correlogramas e correlogramas cruzados²⁴

Gráfico 1: África do Sul



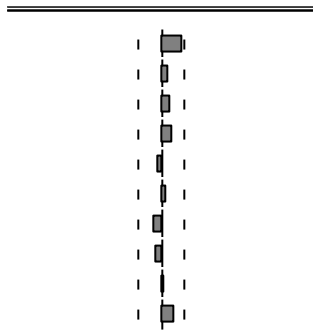
Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

Gráfico 2: Austrália

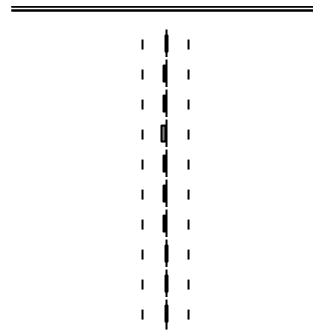


²⁴ FAC: função de auto correlação.
FACP: função de auto correlação parcial.

Correlograma cruzado $\Delta \log P_t$
com $\Delta \log E_t$



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 X_t



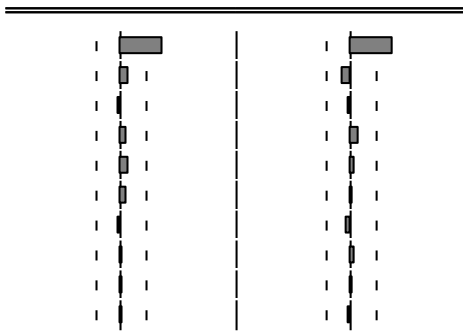
Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

Gráfico 3: Brasil

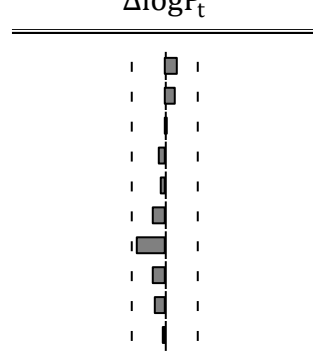
Correlograma $\Delta \log P_t$

FAC

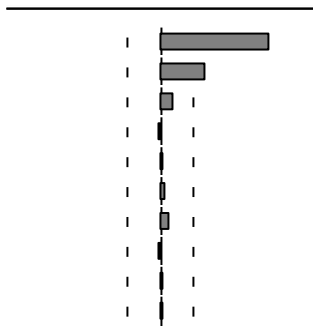
FACP



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 $\Delta \log P_t^*$



Correlograma cruzado $\Delta \log P_t$
com $\Delta \log E_t$



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 X_t

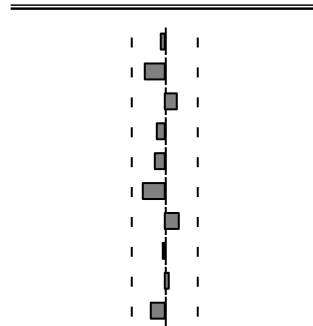
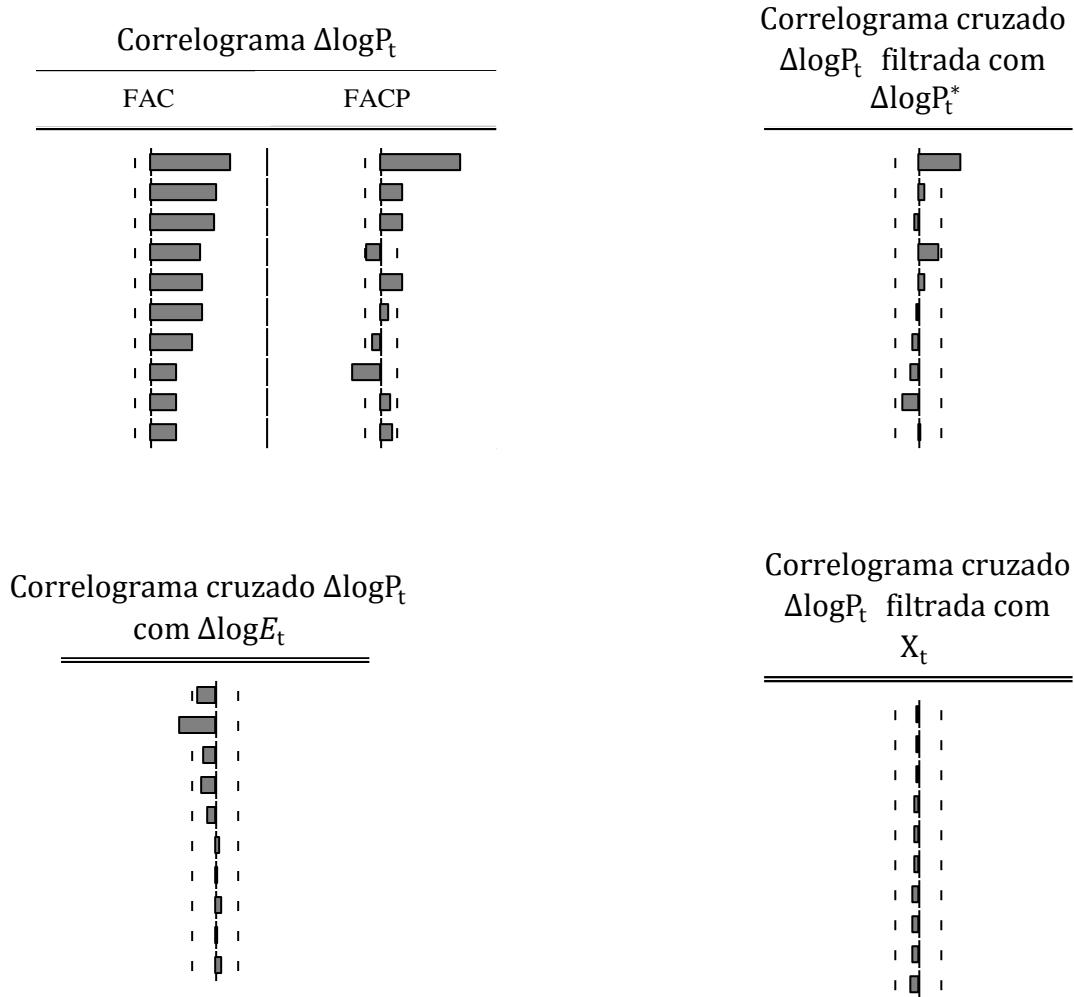
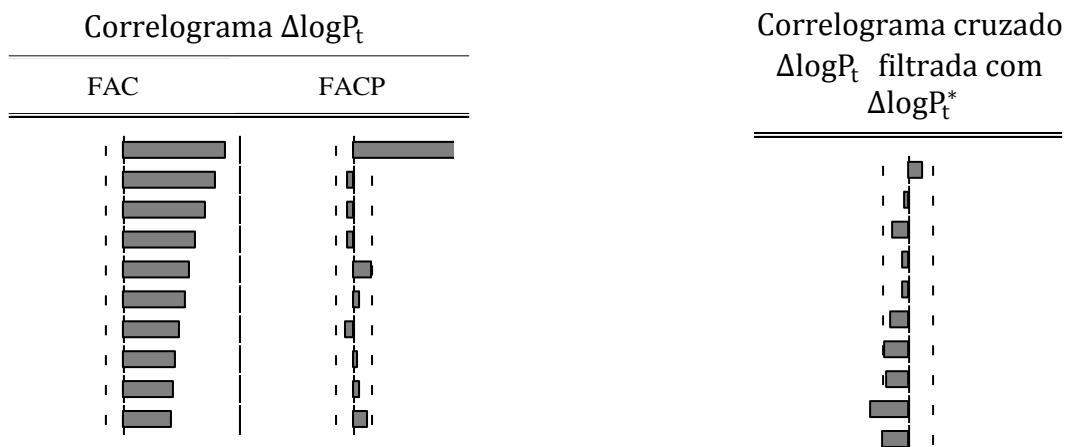


Gráfico 4: Coréia do Sul



Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

Gráfico 5: México



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrado com $\Delta \log E_t$



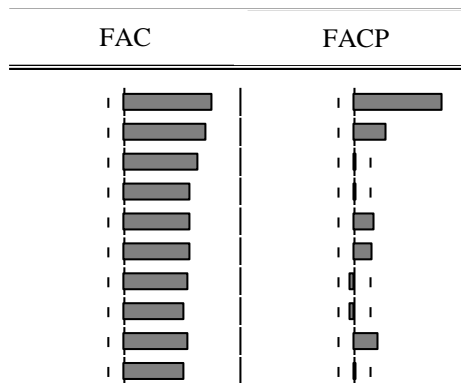
Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 X_t



Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

Gráfico 6: Nova Zelândia

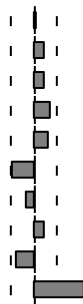
Correlograma $\Delta \log P_t$



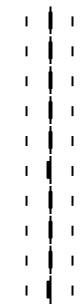
Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 $\Delta \log P_t^*$



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrado com $\Delta \log E_t$

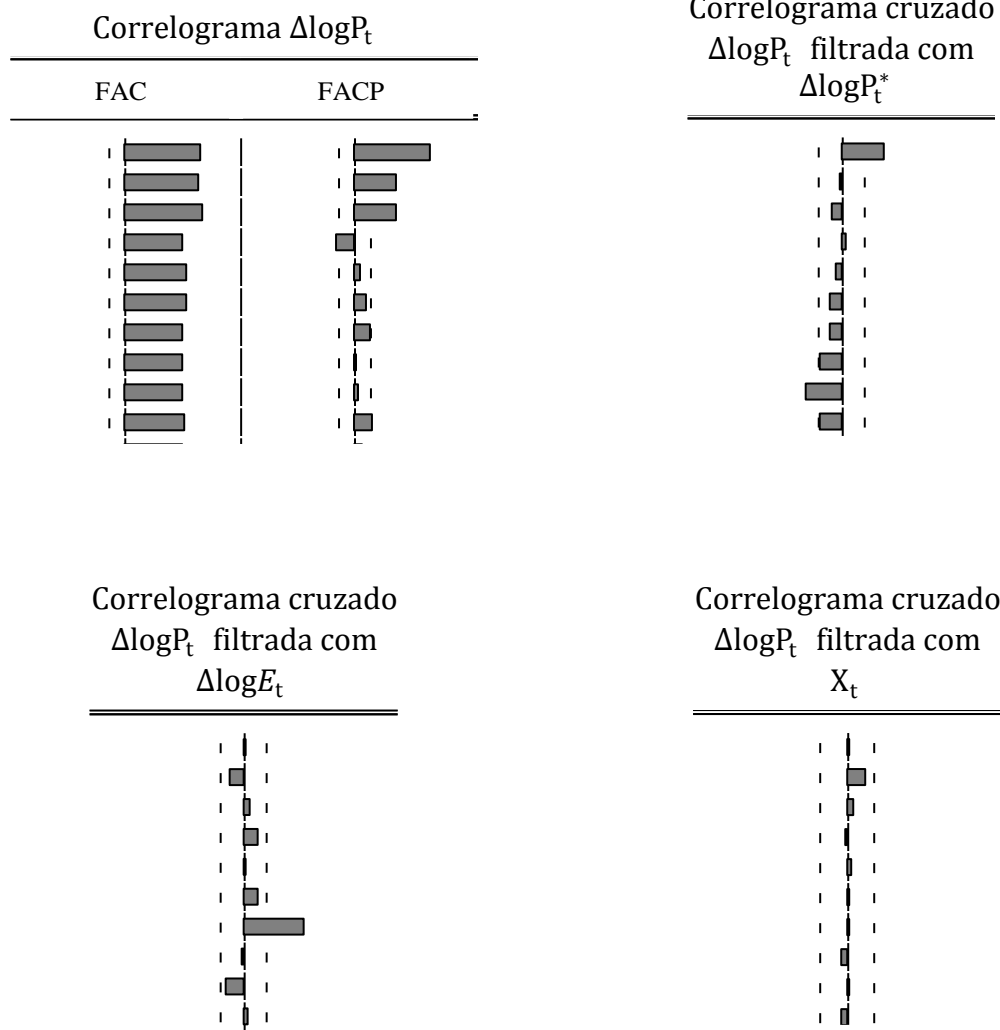


Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 X_t



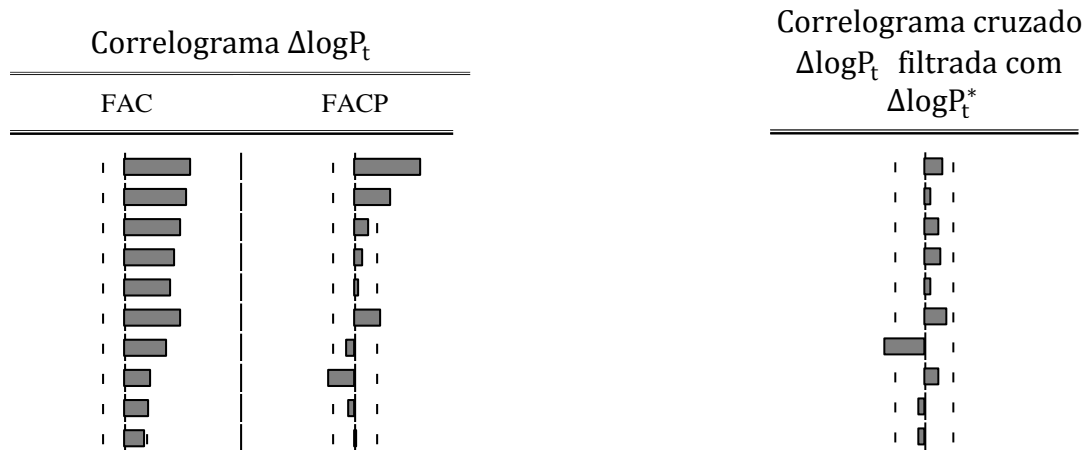
Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

Grafico 7: Suécia

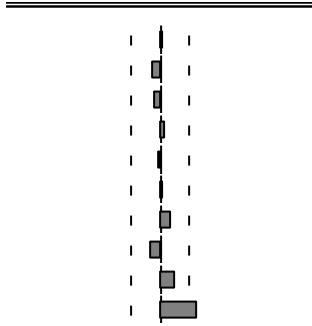


Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

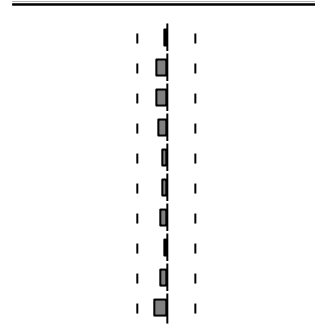
Gráfico 8: Reino Unido



Correlograma cruzado $\Delta \log P_t$
com $\Delta \log E_t$



Correlograma cruzado
 $\Delta \log P_t$ filtrada com
 X_t



Fonte: gráficos elaborados pelo autor.

APÊNDICE D - Testes de heterocedasticidade

Tabela 7: Testes de heterocedasticidade²⁵.

Teste Breusch - Pagan - Godfrey		
	Estatística F	p-valor
Africa do Sul	0,98439	41,8%
Austrália	1,52393	19,7%
Brasil	2,03229	8,4%
Coréia do Sul	9,38979	0,0%
México	1,14695	0,0%
Nova Zelandia	2,34326	3,4%
Reino Unido	5,36918	0,0%
Suécia	1,63512	15,6%

Fonte: tabela elaborada pelo autor.

²⁵ Hipótese nula: o modelo possui erros homocedásticos