

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

REPASSE CAMBIAL E AMBIENTE INFLACIONÁRIO:
UMA ANÁLISE PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS ATRAVÉS DE PAINÉIS
DINÂMICOS

Gustavo Rechdan de Andrade

Orientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

São Paulo

2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

GUSTAVO RECHDAN DE ANDRADE

**REPASSE CAMBIAL E AMBIENTE INFLACIONÁRIO:
UMA ANÁLISE PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS ATRAVÉS DE PAINÉIS
DINÂMICOS**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

SÃO PAULO

2010

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Andrade, Gustavo Rechdan de

Repasse cambial e ambiente inflacionário : uma análise para países desenvolvidos através de painéis dinâmicos / Gustavo Rechdan de Andrade. – São Paulo, 2010.

93 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010.

Orientador: Pedro Garcia Duarte.

1. Inflação 2. Taxa de câmbio 3. Política antiinflacionária I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.

Aos meus pais.

Após quase três anos no mestrado do IPE-USP, a possibilidade de escrever os agradecimentos de minha dissertação é motivo de extrema alegria, dados os incontáveis obstáculos que foram superados ao longo desta caminhada.

Gostaria de agradecer, primeiramente, ao meu orientador, Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte, pela atenção, paciência e dedicação ao trabalho. Aos membros da minha banca de qualificação, Prof. Dr. Mauro Rodrigues e Prof. Dr. Rodrigo De Losso, que contribuíram com críticas e sugestões para o desenvolvimento desta dissertação. Gostaria de agradecer, ainda, aos demais professores e funcionários da FEA, que fazem desta faculdade um local tão agradável de se produzir academicamente.

Agradeço de maneira especial aos meus pais, que me incentivaram em todos os momentos, fornecendo apoio incondicional a minha formação. À minha namorada, Maria Elisa, pelo amor, carinho e compreensão nos momentos difíceis.

Não poderia me esquecer dos companheiros da República do Pão de Queijo: Tinoco, Henrique, Raphael e Thomas, pelo convívio diário e pela descontração durante as conversas sobre futebol. À turma de mestrado de 2008 pela união e amizades criadas ao longo do curso. Lembro ainda dos colegas de BNDES que, assim como eu, enfrentaram o desafio de conciliar a produção acadêmica com as atividades profissionais do banco. Agradeço a todos aqueles que leram este trabalho e contribuíram com preciosas sugestões, principalmente ao amigo Ricardo Sabbadini que se mostrou extremamente solícito em debater o tema.

Por fim, agradeço ao apoio financeiro da FIPE e do CNPq que tornaram possível a elaboração deste trabalho.

RESUMO

Recentemente, importantes questionamentos emergiram na literatura sobre repasse cambial. Mais especificamente, foi dada crescente atenção à hipótese de Taylor (2000) de que o *pass-through* se reduziu em diversos países como consequência do ambiente de inflação mais baixa. Esta dissertação investiga o tema através da aplicação de painéis dinâmicos para um conjunto de economias desenvolvidas. Deste modo, são estimados modelos de efeito fixo e Arellano-Bond em janelas fixas (*rolling windows*), que apontam para uma redução substancial na transmissão do câmbio para a inflação. A análise de potenciais determinantes macroeconômicos dessa queda indica que o ambiente inflacionário foi o principal elemento por trás do fato, sobretudo nos anos oitenta e noventa, em que o processo de desinflação foi mais intenso. Por outro lado, os anos dois mil apresentam um coeficiente de *pass-through* bastante baixo e estável, visto que o cenário de inflação baixa já estava consolidado para o conjunto de economias analisadas.

ABSTRACT

Recently, economists have become more interested in studying exchange rate pass-through. More specifically, increasing attention has been given to Taylor's (2000) hypothesis that the pass-through has declined in several countries as a result of a lower inflation environment. This dissertation examines this issue through the application of dynamic panels for a number of developed economies. Panel data models are estimated here using fixed effects and Arellano-Bond estimators in rolling windows. The results point to a substantial reduction in the transmission of exchange rate to inflation. The analysis of potential macroeconomic determinants of this decline indicates that the inflationary environment was the main factor behind this fact, mainly in the eighties and nineties when the disinflation process was more intense worldwide. On the other hand, in the first decade of this century the pass-through coefficient was fairly low and stable, perhaps because the scenario of low inflation was already a longstanding reality to the economies analyzed in the present study.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	2
LISTA DE FIGURAS.....	3
1 INTRODUÇÃO.....	5
2 <i>PASS-THROUGH</i> E AMBIENTE INFLACIONÁRIO.....	11
2.1 Revisão da Literatura Teórica.....	11
2.2 Revisão da Literatura Empírica de Interesse	14
2.3 Arcabouço Analítico	20
3 DESCRIÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA EMPÍRICA	23
3.1 Apresentação dos Dados	23
3.2 Análise Descritiva.....	26
3.3 Metodologia Empírica para painéis dinâmicos	31
4 ESTIMAÇÕES DE <i>PASS-THROUGH</i> EM PAINEL DINÂMICO	35
4.1 Modelo Simples	35
4.2 Modelo com interação de variáveis	46
4.3 Modelo com interação de variáveis ao longo do tempo.....	52
5 CONCLUSÃO	57
REFERÊNCIAS	59
APÊNDICES	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estimativa de <i>pass-through</i> em séries de tempo	15
Tabela 2 – Mudanças no <i>pass-through</i> de longo prazo e na taxa de inflação anual média	16
Tabela 3 – Repasse Cambial	19
Tabela 4 – Média, mediana e desvio padrão da inflação acumulada em um ano (%).....	27
Tabela 5 – Máximos e mínimos para a inflação acumulada em um ano (%)	28
Tabela 6 – Episódios com depreciações trimestrais superiores a 10%.....	30
Tabela 7 – Estatísticas Descritivas das demais variáveis	30
Tabela 8 – Estimativas em painel para economias desenvolvidas entre 1975 e 2009	37
Tabela 9 – Comparação com outros trabalhos que utilizam dados em painel	38
Tabela 10 – Estimativas pontuais para janelas de 10 anos – Curto Prazo	43
Tabela 11 – Estimativas pontuais para janelas de 10 anos – Longo Prazo.....	46
Tabela 12 – Correlação entre repasse cambial e variáveis macroeconômicas.....	48
Tabela 13 – Estimativas em painel com termos interagidos para países desenvolvidos	49

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Depreciação e inflação acumulados em um ano após o início de crises.....	6
Figura 2 – <i>Pass-through</i> para regiões geográficas	17
Figura 3 – Médias da inflação acumulada	29
Figura 4 – Máximas da inflação acumulada	29
Figura 5 – <i>Pass-through</i> de Curto Prazo – Modelo de Efeito Fixo.....	39
Figura 6 – <i>Pass-through</i> de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno	40
Figura 7 – <i>Pass-through</i> de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno	40
Figura 8 – <i>Pass-through</i> de Longo Prazo – Modelo de Efeito Fixo	44
Figura 9 – <i>Pass-through</i> de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno.....	44
Figura 10 – <i>Pass-through</i> de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno.....	45
Figura 11 – <i>Pass-through</i> decorrente do ambiente inflacionário – Efeito Fixo.....	50
Figura 12 – <i>Pass-through</i> decorrente do ambiente inflacionário – Arellano e Bond Exógeno	51
Figura 13 – <i>Pass-through</i> decorrente do ambiente inflacionário – Arellano e Bond Endógeno ...	51
Figura 14 – Termo de ambiente inflacionário – Efeito Fixo.....	53
Figura 15 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Exógeno.....	53
Figura 16 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Endógeno.....	54

1 INTRODUÇÃO

A transmissão de desvalorizações na taxa de câmbio para os preços domésticos, denominada *pass-through* ou repasse cambial, tem sido um assunto de grande interesse entre economistas e formuladores de política econômica, que freqüentemente incorporam sua dinâmica nos modelos de previsão para inflação e para as taxas de juros praticadas pela autoridade monetária.¹

Historicamente, países com sistemáticas depreciações do câmbio se depararam com taxas de inflação relativamente mais altas.² A moeda sueca, por exemplo, desvalorizou-se, em média, 5% ao ano entre 1973 e 1985 *vis-à-vis* o marco alemão, sua principal moeda de referência, fazendo com que sua taxa de inflação anual superasse a do país vizinho em cerca de 4% no mesmo período. Do mesmo modo, Grécia e Portugal enfrentaram constantes desvalorizações do dracma e do escudo, respectivamente, que culminaram em aumentos de preços superiores a 15% ao ano nas décadas de setenta e oitenta.

Mais recentemente, no início dos anos 1990, muitos países reduziram substancialmente suas taxas de inflação, iniciando um período de relativa estabilidade de preços. Este cenário de tranqüilidade, no entanto, não se refletiu por completo no mercado de câmbio. Diversas economias foram atingidas por crises em suas unidades monetárias, induzindo a previsões bastante pessimistas para a dinâmica inflacionária. Nações desenvolvidas sofreram com a fragilidade do mecanismo cambial europeu em 1992, quando ocorreram depreciações superiores a 10% em muitas moedas nacionais. No Reino Unido, por exemplo, a transmissão para os preços de importações foi bastante rápida, gerando sua elevação em 13% no trimestre subsequente. No entanto, a inflação média para o país nos dois anos seguintes foi de somente 2%, indicando um cenário contrastante com relação a crises anteriores.

¹ Ao longo de todo este trabalho, o *pass-through*, ou ainda o coeficiente de repasse cambial, refere-se à sensibilidade da inflação doméstica com relação a mudanças na taxa de câmbio, após controlar por outros fatores que afetem a evolução dos preços aos consumidores.

² Ver, por exemplo, Mishkin (2008).

Ao longo da década, situação semelhante foi verificada para países em desenvolvimento. Economias asiáticas como Filipinas e Tailândia se depararam com taxas de inflação surpreendentemente baixas após a crise no continente em 1997, mesmo com a depreciação acumulada do câmbio em relação ao dólar superando 30% nos doze meses que se seguiram. Na América Latina, a economia brasileira se mostrou pouco vulnerável à desvalorização do Real em 1999, com a inflação ao consumidor alcançando somente 9% naquele ano. Esse fato é ainda mais representativo por ter ocorrido alguns anos após o término de espirais depreciação-inflação que historicamente marcaram países da região, inclusive o próprio Brasil.³

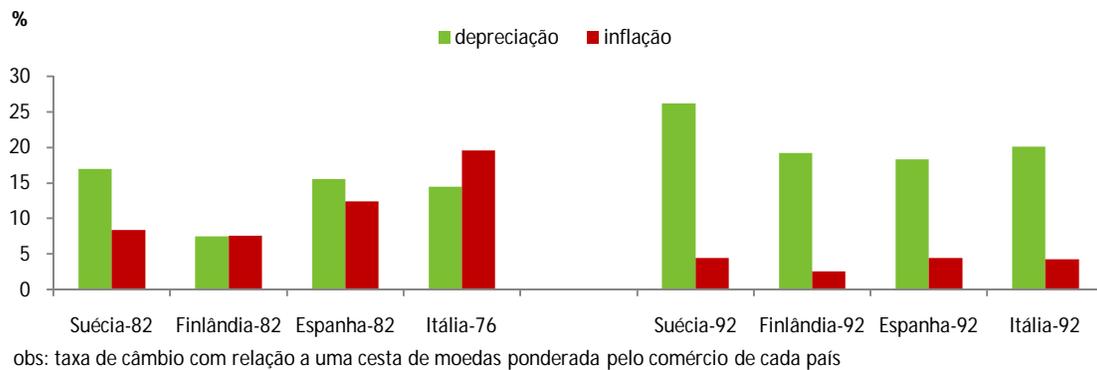


Figura 1 – Depreciação e inflação acumulados em um ano após o início de crises

Estes episódios de baixa correlação entre alterações cambiais e aumentos de preços durante os anos noventa levaram os economistas a questionar se o *pass-through* poderia ter se reduzido em diversos países.⁴ Além disso, como este potencial declínio parece ter coincidido com a transição para um ambiente de baixa inflação, popularizou-se a visão de que estes dois fenômenos poderiam estar relacionados. Taylor (2000) foi um dos primeiros a articular formalmente esta idéia ao sustentar que o ambiente de baixa inflação, subsidiado por políticas monetárias mais estáveis, logrou sucesso na redução do *pass-through* aos preços domésticos.⁵ Seu argumento

³ Esta evidência com relação a crises cambiais em países emergentes nos anos noventa motivou, ainda, trabalhos em outras literaturas. Burnside et al. (2006) investigam as fontes de financiamento do governo nestes episódios. No modelo proposto, é introduzida rigidez de preços e desvios da paridade do poder de compra, que, como será discutido no próximo capítulo, é algo utilizado por vários outros artigos da chamada nova macroeconomia de economia aberta.

⁴ Sobre a redução geral do *pass-through* às importações, ver Otani et al. (2003), Campa e Goldberg (2005) e Bergin e Feenstra (2007). Para diminuições no repasse para preços aos consumidores, ver Choudhri e Hakura (2006), Ihrig et al. (2006) e Mishkin (2008).

⁵ Outros possíveis fatores apontados pela literatura incluem choques favoráveis (queda nos preços de *commodities* e avanço tecnológico, por exemplo), mudanças estruturais como reformas econômicas e aumento da competição

considera que reajustes de preços são função da persistência de choques nos custos defrontados pelas firmas (como câmbio e demais preços na economia), que tendem a ser reduzidos em momentos de inflação baixa e política monetária austera.⁶

A indicação teórica acerca da possível mudança nos coeficientes de *pass-through* motivou, então, o surgimento de diversos estudos empíricos, que buscavam estimativas para o impacto do câmbio sobre a inflação em diferentes períodos de tempo.⁷ Uma característica comum a estes trabalhos consiste no uso de séries temporais, abordando este aspecto individualmente para cada país. Duas exceções são Goldfajn e Werlang (2000) e Bailliu e Fujii (2004) que analisam o *pass-through* por meio de dados em painel, embora nenhum destes trabalhos forneça uma abordagem com parâmetros variando no tempo. Nesse sentido, um diferencial desta dissertação está na realização de estimações em janelas fixas (*rolling windows*), usando um arcabouço de painel dinâmico. Como esta estrutura de dados utiliza mais informações que a análise de séries temporais, é possível que as estimações em janelas apresentem coeficientes com menor desvio padrão, permitindo conclusões mais precisas a respeito do comportamento do *pass-through*. Em especial, procura-se verificar a estabilidade do coeficiente de repasse cambial e identificar possíveis momentos de alteração na sua dinâmica.

Além de examinar o comportamento do repasse cambial nas últimas décadas, busca-se entender como se deu a sua relação com o ambiente inflacionário. Para compreender o impacto desta variável sobre o *pass-through*, diferentes possibilidades de identificação são oferecidas pela literatura. Em geral, encontram-se coeficientes de repasse cambial em séries de tempo para cada país e, em seguida, utiliza-os em uma *cross-section* contra diversas variáveis explicativas, entre elas a taxa de inflação média. Embora estes trabalhos sejam importantes, pois oferecerem evidências *cross-country* para variações do repasse cambial, eles não esclarecem como o *pass-through* pode ter diminuído devido a mudanças no ambiente inflacionário. Outra possibilidade, que fornece uma dimensão temporal, consiste em dividir a amostra em dois intervalos. Assim, encontra-se um coeficiente de repasse para cada um deles e a alteração no parâmetro é associada

internacional. Para trabalhos que indicam a política monetária como elemento central, ver Clarida, Gali e Gertler (1998), Judd e Trehan (1995) e Taylor (1999).

⁶ O estudo de Taylor (2000) é apresentado sucintamente no apêndice 01 desta dissertação.

⁷ Ver, por exemplo, Gagnon e Ihrig (2004), Ihrig et al. (2006) e Mihailov (2009).

a diferenciais de inflação. Para tanto, é necessária a definição *a priori* de um ponto de quebra, conferindo certa arbitrariedade à abordagem.

Em uma técnica alternativa de análise, o tema é aqui explorado através de um modelo com termos interagidos. Neste caso, permite-se que o efeito marginal de oscilações cambiais (*pass-through*) dependa de outras variáveis, como a inflação acumulada ao longo do último ano – quatro trimestres – que é usada como medida de ambiente inflacionário. Esta abordagem apresenta duas vantagens fundamentais com relação aos métodos anteriormente descritos: contém uma dimensão temporal em sua análise e ainda se evita o problema de apontar *a priori* um ponto de quebra nas taxas de inflação.

Como a abordagem de termos de interação pode ser conciliada às estimações em janelas, torna-se possível explorar em que medida o parâmetro de ambiente inflacionário oscilou ao longo do tempo. Será que seu impacto sobre o *pass-through* foi relevante durante todo o intervalo amostral? Ou se mostrou mais importante em certos períodos? Nesse sentido, uma possível hipótese a ser investigada é de que alguns episódios de desinflação foram mais importantes que outros para a redução do *pass-through*.

Os resultados encontrados para *rolling windows* de dez e quinze anos confirmam a hipótese de que o *pass-through* diminuiu ao longo do tempo, especialmente durante as décadas de oitenta e noventa. De um modo geral, os modelos testados para países desenvolvidos indicam que o repasse cambial no curto prazo reduziu-se de cerca de 9% nas décadas de setenta e oitenta para menos de 3% nos anos recentes. Quando se procura analisar a relação desta queda com algumas variáveis macroeconômicas, descobre-se que o ambiente inflacionário foi o seu principal determinante, sendo particularmente importante durante as décadas de oitenta e noventa. Para os anos dois mil, o ambiente de baixa inflação já estava consolidado, fazendo com que o *pass-through* se apresentasse reduzido e estável por todo o período.

Além desta breve introdução e das conclusões ao final do texto, este trabalho se divide em outros três capítulos. No capítulo dois é exposta uma revisão da literatura teórica e empírica sobre *pass-through* e ambiente inflacionário. No capítulo três são apresentados os dados e feita uma breve

descrição da metodologia de painéis dinâmicos e janelas fixas. No capítulo quatro são realizadas as estimações e expostos os resultados encontrados.

2 *PASS-THROUGH* E AMBIENTE INFLACIONÁRIO

2.1 Revisão da Literatura Teórica

O interesse pelo impacto de mudanças cambiais sobre os preços é um fato relativamente antigo em economia internacional. Os primeiros estudos apareceram no começo dos anos 1970, após a transição dos regimes de câmbio fixo para taxas flutuantes em 1973, buscando entender como desvalorizações cambiais impactavam os preços de importações e exportações.⁸ Nesta época, os economistas procuravam determinar a magnitude dos ajustes nas contas externas e a ocorrência de um *expenditure switching effect* entre importados e bens produzidos localmente.⁹

Aos poucos, a pesquisa que se sucedeu passou a incorporar outros aspectos à literatura de *pass-through*. Nesse sentido, os novos trabalhos desenvolvidos possuíam uma natureza microeconômica em que era fornecida uma perspectiva de organização industrial e se enfatizava como a transmissão cambial poderia ser incompleta em um ambiente caracterizado por competição imperfeita e *pricing-to-market*.¹⁰ Tal abordagem diferia fundamentalmente dos modelos macroeconômicos tradicionais de economia aberta. Estes consideravam mercados perfeitamente competitivos, assumiam preços flexíveis e aceitavam a hipótese de paridade do poder de compra, resultando em um repasse completo e imediato.

Contrariamente a estas indicações teóricas, estudos empíricos da época encontravam nos dados um *pass-through* menor do que um. Tais evidências propiciaram o surgimento da nova literatura macroeconômica de economia aberta (NOEM), iniciada com o trabalho de Obstfeld e Rogoff (1995), que introduziu rigidez nominal e imperfeições de mercado em um modelo de equilíbrio geral dinâmico (DGE) com micro-fundamentos bem especificados. Embora o arcabouço original considerasse ainda um repasse completo e a paridade do poder de compra, estudos que se seguiram passaram a explicar o *pass-through* como função de diferentes estratégias de

⁸ Dois trabalhos que investigaram empiricamente esta relação são Magee (1973) e Kreinin (1977).

⁹ Para uma análise cronológica da relação entre câmbio e preços, ver os artigos de Menon (1995) e Goldberg e Knetter (1997).

¹⁰ Para uma introdução ao *pricing-to-market*, ver os conhecidos estudos de Krugman (1987) e Dornbusch (1987).

precificação das firmas. A primeira delas, considerada implicitamente em trabalhos mais antigos, assume que os preços são estabelecidos na moeda do exportador. Esta situação, conhecida como *Producer Currency Pricing* (PCP), afirma que flutuações no câmbio são completamente repassadas para os preços defrontados pelos consumidores do país importador, resultando em *pass-through* igual a um.

Em contraposição a esta abordagem, trabalhos recentes da NOEM incorporaram uma estratégia de precificação alternativa ao PCP. Argumentava-se, por exemplo, que os preços são determinados na moeda do consumidor, fazendo com que variações no câmbio sejam absorvidas pelo *markup* do produtor. Em tal situação, denominada de *Local Currency Pricing* (LCP), o *pass-through* é equivalente a zero. Como situações extremas de PCP e de LCP parecem improváveis, Bacchetta e van Wincoop (2002) consideram que a economia pode ser caracterizada por uma combinação de firmas em que os exportadores praticam PCP, enquanto importadores domésticos seguem LCP, pois se defrontam com a competição de concorrentes nacionais. Nesta condição, o repasse cambial está entre zero e um, como sugerido pelos resultados da literatura empírica.

Paralelamente aos estudos da NOEM, Taylor (2000) desenvolve um modelo microeconômico simples com rigidez de preços para mostrar que o *pass-through* pode ser incompleto, sendo função da persistência de mudanças dos custos das empresas. Assim, são apresentadas evidências de que a inflação – como medida indicativa de elevações nos custos – é positivamente correlacionada a sua persistência, sugerindo que o ambiente recente de inflação baixa diminuiu o repasse cambial. Ao introduzir um modelo macroeconômico mais amplo, baseado em parâmetros para os Estados Unidos e consistente com o arcabouço inicial, Taylor demonstra que a diminuição do poder de precificação das firmas, isto é, a menor capacidade de repassar oscilações cambiais, propiciou a redução da inflação no país.

A partir de então, novos estudos da NOEM passaram a considerar a possibilidade do *pass-through* ser endógeno à política monetária. Nesta linha de análise, Devereux, Engel e Stoorgard (2003) mostram que países com políticas monetárias estáveis e com maior credibilidade tendem a

ter sua moeda escolhida no comércio internacional, acarretando em um menor *pass-through*.¹¹ Outro trabalho que explora a relação entre repasse cambial e política monetária em um modelo DGE é o de Devereux e Yetman (2002). Neste estudo, o *pass-through* é determinado pela frequência com que os preços de firmas exportadoras são corrigidos. Novamente, economias com maior estabilidade monetária e menores taxas de inflação tendem a sofrer reajustes menos frequentes, resultando em menores índices de transmissão cambial.

Choudhri e Hakura (2006) usam um modelo DGE com competição imperfeita para explorar um canal semelhante ao abordado por Taylor (2000). Os autores representam a política monetária por uma regra simples, derivando uma associação negativa entre repasse cambial e respostas do Banco Central a desvios de curto prazo da sua trajetória de inflação. Esta associação surge, essencialmente, porque o *pass-through* reflete o efeito esperado de choques monetários sobre custos presentes e futuros. Um regime que reage mais agressivamente a desvios de preços diminui o *pass-through* ao enfraquecer o efeito futuro esperado dos choques. Deste modo, em um ambiente de inflação baixa, a menor sensibilidade dos custos resulta em menores taxas de transmissão do câmbio para os preços domésticos.

De uma maneira geral, os diferentes trabalhos teóricos que relacionam a redução do *pass-through* ao ambiente de baixa inflação, alcançado por políticas monetárias críveis, discutem, essencialmente, três canais principais que justifiquem a associação: diminuição na persistência esperada de mudanças nos custos, queda na frequência de alterações de preços e, por fim, um crescimento no número de firmas que usam LCP como estratégia de precificação. Estas pesquisas teóricas, ao mesmo tempo em que modelavam o *pass-through* incompleto e o associavam ao ambiente inflacionário, motivaram o surgimento da literatura empírica que será discutida a seguir.

¹¹ Este argumento seria a razão pela qual a maioria das transações comerciais é realizada em dólares, provocando um menor *pass-through* nos Estados Unidos.

2.2 Revisão da Literatura Empírica de Interesse

Na literatura empírica, diversos trabalhos tratam do repasse incompleto e a sua associação a um ambiente inflacionário mais estável. Choudhri e Hakura (2006), por exemplo, analisam empiricamente a relação teórica desenvolvida em seu modelo através de regressões em séries de tempo para setenta e uma economias. Após a obtenção de coeficientes de repasse cambial para cada um dos países, estes são divididos em três grupos. O primeiro composto por nações com inflação anual inferior a 10%, o segundo por aqueles com taxas entre 10% e 30% e, por fim, o último grupo representado por economias com inflação superior a 30%. O segundo estágio do exercício empírico consiste em formar uma *cross-section* para cada grupo de países, em que os coeficientes de repasse cambial são regredidos contra diversas variáveis explicativas como desempenho inflacionário, variabilidade cambial e abertura comercial.

Embora não contenha um componente temporal, este exercício encontra evidências de que diferenças *cross-country* nos coeficientes de *pass-through* podem ser explicadas por diferentes desempenhos inflacionários para economias de um mesmo grupo. De um modo geral, a maior parte das nações desenvolvidas é classificada dentro do primeiro corte, com inflação anual média inferior a 10% e coeficientes de repasse cambial relativamente baixos. Além disso, Choudhri e Hakura (2006) encontram seis países em desenvolvimento que migraram de um regime de alta inflação (acima de 30%) para taxas mais moderadas.¹² Neste caso, as estimativas de *pass-through* indicam coeficientes substancialmente maiores para o período com níveis inflacionários elevados.¹³

¹² Os países que apresentaram mudanças de regimes inflacionários são Argentina, Brasil, Israel, México, Peru e Romênia. Para um estudo que relaciona *pass-through* e ambiente inflacionário na economia brasileira ver Nogueira Junior (2010).

¹³ Curto Prazo se refere ao impacto sobre a inflação com até um trimestre de defasagem da desvalorização cambial, enquanto longo prazo representa o impacto em até cinco anos.

Tabela 1 – Estimativa de *pass-through* em séries de tempo

País	Curto Prazo	Longo Prazo	País	Curto Prazo	Longo Prazo
Áustria	0.05	0.05	Grécia	0.25	0.48
Austrália	0.06	0.14	Irlanda	0.12	0.54
Alemanha	0.11	0.13	Itália	0.06	0.18
Bélgica	0.10	0.26	Holanda	0.10	0.23
Canadá	0.04	0.19	Noruega	0.07	0.13
Dinamarca	0.14	0.24	Nova Zelândia	0.13	0.42
EUA	-0.01	0.06	Portugal	0.08	0.54
Espanha	0.03	0.15	Suécia	0.03	0.03
Finlândia	0.03	-0.04	Suíça	0.07	0.07
França	0.03	0.18	Reino Unido	-0.01	0.03
Média	0.07	0.20			

O artigo não fornece o desvio padrão para as estimativas.

Fonte: Choudhri e Hakura (2006)

Gagnon e Ihrig (2004) fazem um estudo semelhante para vinte economias industrializadas no período de 1971 a 2003. Os autores examinam se o *pass-through* aos preços domésticos caiu após a adoção de políticas monetárias mais austeras. A identificação de mudanças de regimes é feita através de uma inspeção casual dos dados e de julgamentos subjetivos a respeito de acontecimentos históricos. Então, para cada país os dados são divididos em um período anterior e outro posterior ao da alteração de regime identificada. Em seguida são obtidos coeficientes de repasse cambial para cada economia – através do uso de séries temporais – nos dois intervalos considerados. Em um segundo passo, é formado um painel composto pelos coeficientes estimados para cada país e suas respectivas taxas de inflação em ambos os períodos. Assim, a diferença destes coeficientes de *pass-through* é regredida contra a diferença das taxas de inflação. Os resultados indicam que quanto maior a queda na inflação média, maior também a diminuição do *pass-through*.

Como instrumento adicional de análise, é estimada uma regra de Taylor *forward-looking* para cada economia nos dois intervalos. A diferença dos coeficientes de resposta dos juros à inflação é usada como variável explicativa para a diferença nos coeficientes de repasse cambial. As estimações indicam que quanto maior a resposta da autoridade monetária a desvios da meta de inflação, menor o repasse cambial. No entanto, os resultados não se apresentam tão robustos como aqueles obtidos para o exercício que envolve a taxa de inflação.

Tabela 2 – Mudanças no *pass-through* de longo prazo e na taxa de inflação anual média

País	<i>Pass-through</i>			Inflação		
	1° período	2° período	Diferencial	1° período	2° período	Diferencial
Nova Zelândia	0.29#	0.01	0.28	11.87	2.01	9.86
Canadá	0.30#	0.04	0.26	8.34	2.81	5.53
Itália	0.33#	0.08	0.25	13.77	3.95	9.82
Japão	0.26#	0.02	0.24	9.19	1.08	8.11
Portugal	0.37#	0.17	0.20	20.07	6.05	14.02
Bélgica	0.21#	0.02	0.19	6.92	2.11	4.81
França	0.17#	0.01	0.16	9.25	2.10	7.15
Noruega	0.11	-0.05	0.16	8.23	2.36	5.87
EUA	0.19	0.03	0.16	8.19	3.43	4.76
Irlanda	0.18	0.06	0.12	14.00	3.10	10.9
Espanha	0.14#	0.03	0.11	14.07	4.22	9.85
Suíça	0.18	0.07	0.11	4.76	1.95	2.81
Reino Unido	0.18#	0.08	0.10	15.14	4.25	10.89
Austrália	0.09	0.01	0.08	8.60	2.59	6.01
Suécia	0.05	0.02	0.03	8.10	1.58	6.52
Holanda	0.08	0.06#	0.02	6.57	2.02	4.55
Áustria	0.06	0.04#	0.02	6.04	2.05	3.99
Grécia	0.28#	0.27	0.01	17.17	5.17	12.00
Finlândia	-0.11	0.00	-0.11	10.84	2.93	7.91
Alemanha	-0.13	0.12#	-0.25	5.06	2.32	2.74
Média	0.16	0.05	0.11	10.30	2.90	7.40

Diferencial de inflação é a sua queda em pontos percentuais, enquanto diferencial de *pass-through* representa a queda em pontos percentuais dividida por 100.

$p < 0.05$

Fonte: Gagnon e Ihrig (2004)

Uma característica comum aos estudos empíricos citados anteriormente consiste na análise da relação entre *pass-through* e ambiente inflacionário através de séries de tempo em um primeiro estágio e, posteriormente, por meio de uma *cross-section*. Um trabalho interessante que propõe uma abordagem alternativa é o de Goldfajn e Werlang (2000), que utiliza um painel com efeito fixo para uma amostra mensal de setenta e um países entre 1980 e 1998.¹⁴ Assim, é estimado um modelo para a inflação acumulada ($\Pi_{i,[t,t+j]}$) em $t + j$ meses no país i , que é função do desvio da taxa de câmbio real efetiva ($rer_{i,t-1}$), inflação inicial ($\Pi_{i,t-1}$), hiato do produto ($gap_{i,t-1}$), abertura econômica ($ope_{i,t-1}$), variação acumulada do câmbio efetivo nominal ($\Delta s_{i,[t-1,t+j-1]}$) e de um termo de erro (ε_t).

$$\Pi_{i,[t,t+j]} = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 rer_{i,t-1} + \beta_3 gap_{i,t-1} + \beta_4 \Pi_{i,t-1} + \beta_5 ope_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

¹⁴ Goldfajn e Werlang (2000) constroem uma amostra tão ampla de países porque usam um painel não balanceado. Para a presente dissertação a análise em janelas requer que o painel seja balanceado, como será explicado mais adiante, reduzindo significativamente a disponibilidade de dados.

O modelo proposto indica um repasse – dado pelo coeficiente β_1 – bastante elevado, de até 0.73 quando $j=12$. Ao repartir a amostra em regiões, o continente americano apresenta índices substancialmente superiores com relação aos demais, possivelmente em decorrência do ambiente de hiper-inflação vivenciado por países latino-americanos durante as décadas de oitenta e início dos anos noventa. Do mesmo modo, para um critério de divisão de ordem econômica, países membros da OCDE apresentam coeficientes significativamente mais baixos que os demais.¹⁵

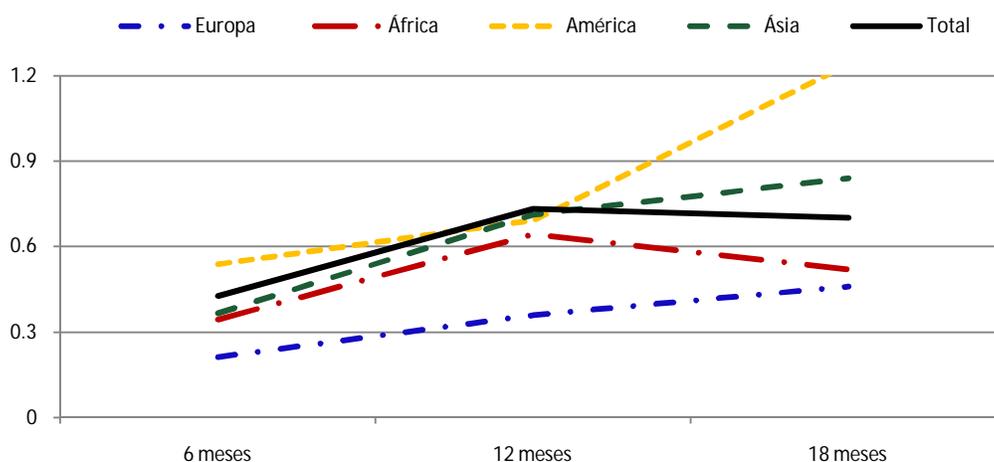


Figura 2 – Pass-through para regiões geográficas

Fonte: Goldfajn e Werlang (2000)

Em um passo seguinte, Goldfajn e Werlang (2000) argumentam que o *pass-through* pode ser função das mesmas variáveis usadas para explicar a inflação, isto é, desvios da taxa de câmbio real, hiato do produto, abertura comercial e ambiente inflacionário.

$$\beta_1 = \beta_6 + \beta_7 rer_{i,t-1} + \beta_8 gap_{i,t-1} + \beta_9 \Pi_{i,t-1} + \beta_{10} ope_{i,t-1} \quad (2)$$

A inclusão do desvio do produto com relação a sua tendência de longo prazo capta, por exemplo, a noção de que firmas repassam mais facilmente aumentos de custos (decorrentes da depreciação cambial) quando a atividade econômica está aquecida. A abertura comercial, por sua vez, tende a

¹⁵ Embora o repasse cambial encontrado para a Europa seja inferior aos demais continentes, ainda assim ele é surpreendentemente alto. Possivelmente isto se deve a inclusão de países em desenvolvimento – como a Hungria – e outros que vivenciaram, ainda, episódios hiperinflacionários – como a Turquia.

influenciar o *pass-through* por meio dos bens *tradeables* na economia. Quanto maior a presença destes, mais acentuada a transmissão para os preços domésticos. A presença de um termo representativo do ambiente inflacionário fundamenta-se na idéia de que elevações de preços são mais comuns em um cenário de aumentos persistentes dos custos, como apontado por Taylor (2000).¹⁶ Por fim, é incluído o desvio do câmbio real como variável explicativa do repasse. Segundo Goldfajn e Werlang (2000), sobrevalorizações cambiais são um importante determinante de futuras depreciações nominais, que não elevam a inflação quando apenas restabelecem o câmbio real para o seu valor de estado estacionário. Nesta situação, a apreciação é corrigida por uma mudança no preço relativo de *tradeables* – *non tradeables* e não se verifica um aumento generalizado dos preços.

Ao substituir (2) em (1), encontra-se uma especificação para a inflação com termos interagidos. Neste modelo, a variável de ambiente inflacionário é a que mais frequentemente apresenta coeficientes significativos na determinação do repasse cambial. Em especial, ela é vista como o principal determinante do *pass-through* em países desenvolvidos, enquanto para nações emergentes o desvio do câmbio real também possui um impacto importante.

Os autores utilizam, ainda, o modelo estimado para prever a inflação após momentos de crises cambiais. Em decorrência dos erros de previsão encontrados, Goldfajn e Werlang (2000) concluem que a provável redução do *pass-through* criou dificuldades no uso de informações passadas para previsão de taxas futuras de inflação em episódios recentes de turbulência. Este fato dificultaria a atuação de formuladores de política econômica em momentos posteriores a grandes instabilidades no câmbio.

Ainda no contexto de estimações para dados em painel, outro trabalho interessante é apresentado por Bailliu e Fujii (2004). Neste artigo são utilizadas observações anuais para apenas onze países desenvolvidos entre 1977 e 2001. Como estratégia de identificação da relação entre regimes inflacionários e repasse cambial, duas *dummies* são interagidas com a taxa de câmbio. Assim, a primeira *dummy* ($d80_{i,t}$) é igual a um para observações posteriores ao primeiro ponto de quebra considerado, ou seja, por volta dos anos oitenta. Para a segunda *dummy* ($d90_{i,t}$) o raciocínio é

¹⁶ Esta abordagem de termos interagidos será utilizada mais adiante em nosso exercício empírico.

análogo, recebendo valores iguais a um para dados que se iniciam na década seguinte. Deste modo, o modelo estimado é colocado ainda em função da variação nominal do câmbio, ($\Delta s_{i,t}$), de *dummies* de tempo, (η_t), de um termo de efeito fixo, (α_i), do hiato do produto, ($gap_{i,t}$), e da inflação externa, ($\Pi_{i,t}^*$):

$$\Pi_{i,t} = \alpha_i + \eta_t + \sum_{j=1}^2 \beta_j \Pi_{i,t-j} + \beta_3 \Delta s_{i,t} + \beta_4 (\Delta s_{i,t} * d80_{i,t}) + \beta_5 (\Delta s_{i,t} * d90_{i,t}) + \beta_6 \Pi_{i,t}^* + \beta_7 gap_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Os resultados de Bailliu e Fujii (2004) apontam para um repasse cambial de cerca de 0.11 no período amostral considerado. Para as variáveis *dummies*, somente aquela referente a mudanças de regime nos anos 1990 se apresenta estatisticamente significativa, indicando que o *pass-through* diminuiu cerca de 0.05 com a introdução de um ambiente inflacionário mais estável. Os autores argumentam que mudanças adotadas na política monetária durante os anos 1980 apresentaram menor credibilidade que as ocorridas na década seguinte, visto que a própria confiança dos agentes econômicos foi adquirida com o passar do tempo.

Tabela 3 – Repasse Cambial

	$\Delta s_{i,t}$	$\Delta s_{i,t} * d80_{i,t}$	$\Delta s_{i,t} * d90_{i,t}$
Coefficiente	0.108***	-0.012	-0.054*
Desvio Padrão	(0.024)	(0.329)	(0.029)

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fonte: Bailliu e Fujii (2004)

Embora a abordagem apresentada anteriormente seja interessante, especialmente com relação à técnica de identificação para o ambiente de inflação baixa, os resultados encontrados devem ser analisados com cautela. Primeiramente, testes de quebra endógena realizados para ratificar as mudanças de regime indicadas pelas *dummies* apontam para diversos pontos de instabilidade. Além disso, a pequena quantidade de países é pouco recomendada para a análise em painel, que se mostra mais adequada para um conjunto amplo de dados na *cross-section*. Por fim, a frequência anual escolhida não é considerada a mais apropriada para se mensurar o impacto do câmbio sobre os preços, pois grande parte da oscilação nestas variáveis ocorre em intervalos mais curtos.

2.3 Arcabouço Analítico

A equação padrão de *pass-through* estimada nos diversos trabalhos empíricos da literatura se baseia no comportamento de uma firma exportadora. Isto decorre da abordagem microeconômica de estudos mais antigos que focavam fundamentalmente a transmissão do câmbio para os preços de importações.¹⁷ Assim, uma modelagem convencional é aquela exposta por Campa e Goldberg (2005), na qual variáveis em logaritmo como o preço de importação (p_t) é equivalente ao preço vendido pelo exportador (p_t^*) somado à taxa de câmbio nominal (s_t):

$$p_t = s_t + p_t^* \quad (4)$$

Se colocarmos os preços de exportação em função de um *markup* sobre o custo marginal (mc_t) do exportador, a equação log-log passa a ser dada por:

$$p_t = s_t + markup_t + cm_t \quad (5)$$

Este *markup* pode, ainda, depender de um efeito fixo do país importador, (α), e de componentes sensíveis às condições macroeconômicas, que, por simplicidade, podem ser representados pela taxa de câmbio.

$$markup_t = \alpha + \phi s_t \quad (6)$$

Do mesmo modo, o custo marginal da firma exportadora está condicionado aos salários pagos por ela, w_t , e por possíveis variáveis adicionais como a condição de demanda do mercado de destino, y_t .

$$cm_t = \beta_2 w_t + \beta_3 y_t \quad (7)$$

¹⁷ Originalmente, a definição de *pass-through* se referia à mudança percentual no preço (em moeda local) de um bem importado em decorrência de uma alteração de 1% na taxa de câmbio nominal entre países importador e exportador. Posteriormente esta definição foi expandida para incluir outros tipos de preços, como os preços aos consumidores.

Ao substituir (6) e (7) em (5), temos:

$$p_t = \alpha + \frac{(1 + \phi)}{\beta_1} s_t + \beta_2 w_t + \beta_3 y_t \quad (8)$$

Esta estrutura teórica permite que o *pass-through* seja dado por $\beta_1 = 1 + \phi$, sendo que $\phi = 0$ representa um repasse completo aos preços locais (*Producer Currency Pricing*), enquanto $\phi = -1$ traduz um repasse nulo (*Local Currency Pricing*).

Na aplicação empírica da equação de *pass-through*, algumas adaptações são usualmente feitas. Séries como as de preço agregado e taxa de câmbio seguem geralmente um processo não estacionário, tornando comum o uso destas duas variáveis em primeira diferença. Assim, ao se estimar uma equação de repasse cambial, acaba-se obtendo um modelo para inflação. Além disso, a literatura enfatiza a necessidade de se considerar o comportamento inercial dos preços, que é normalmente introduzido nas equações empíricas através de termos de defasagens da inflação como variável explicativa. Deste modo, motiva-se o uso de modelos dinâmicos, como os que serão abordados neste trabalho.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA EMPÍRICA

Este capítulo faz uma apresentação dos dados utilizados, assim como uma análise de suas estatísticas descritivas. Este detalhamento é de fundamental importância para se entender o comportamento do *pass-through* ao longo do tempo e a sua relação com as condições macroeconômicas vivenciadas pelos países da amostra. Em especial, o período analisado é bastante rico, pois contém momentos de crises cambiais como intervalos de relativa tranquilidade.

Em seguida, é introduzida a metodologia empírica empregada no estudo. As diferentes técnicas de estimação para dados em painéis, assim como suas principais características são apresentadas sucintamente ao leitor. De igual modo, é fornecida uma intuição a respeito de estimações em janelas fixas.

3.1 Apresentação dos Dados

A transmissão do câmbio para a inflação é abordada nesta dissertação através de um painel dinâmico equilibrado para economias desenvolvidas. As séries usadas para cada um dos 24 países foram construídas com dados trimestrais entre 1975 e 2009, totalizando 3360 observações válidas. A amostra contempla economias de praticamente todas as regiões do mundo, abrangendo EUA e Canadá no continente americano, Japão, Taiwan e Singapura na Ásia, Austrália e Nova Zelândia na Oceania e dezessete países europeus.¹⁸

A escolha deste conjunto de nações, composto somente por desenvolvidos, decorre da necessidade de se ter um painel balanceado em estimações por *rolling windows*. Deste modo, evita-se que alterações nos coeficientes provenham da entrada ou saída de dados para algum país específico, induzindo a conclusões equivocadas. Além da maior disponibilidade de informações

¹⁸ Os países europeus considerados são Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Itália, Inglaterra, Irlanda, Luxemburgo, Noruega, Portugal, Suécia e Suíça.

para este grupo de economias, algumas nações emergentes enfrentaram períodos de hiperinflação, caracterizados por coeficientes anômalos de repasse cambial, tornando inadequada a sua inserção na amostra.¹⁹ Por fim, políticas monetárias críveis que geraram um processo de redução inflacionária foram mais nitidamente adotadas para economias desenvolvidas, favorecendo o estudo a respeito da interação do ambiente inflacionário com o *pass-through*.²⁰

O intervalo de análise é particularmente interessante por abranger todo o período posterior a derrocada do Sistema de *Bretton Woods*, permitindo que as constantes oscilações entre as principais moedas do mundo sejam captadas pelo modelo. Desse modo, crises importantes como a do petróleo em 1979, do Sistema Monetário Europeu em 1992, de países emergentes no final dos anos noventa – mas com repercussão mundo a fora – e, mais recentemente, a turbulência financeira no biênio 2008-2009 são captadas pelos dados. Além disso, a amostra contempla, ainda, a desinflação das décadas de oitenta e noventa, assim como períodos de forte crescimento econômico, especialmente o *boom* verificado recentemente – 2004 a 2008 – em todo o mundo.²¹

Com relação às séries empregadas, a taxa de inflação, (Π_t) , é utilizada como variável dependente da equação de *pass-through*, sendo encontrada através da manipulação do logaritmo do índice de preços ao consumidor dessazonalizado (p_t), de modo que $\Pi_t = p_t - p_{t-1}$.²² Os dados para este índice foram obtidos a partir do *International Financial Statistics* (IFS) do FMI para a maioria dos países, exceto para Alemanha e Taiwan cujas fontes são a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e a *Directorate General of Budget, Accounting and Statistics* (DGBAS), respectivamente. A dessazonalização de tais séries foi feita pelo método multiplicativo X12.²³

¹⁹ Goldfajn e Werlang (2000), por exemplo, encontram um coeficiente de 1,24 para economias latino-americanas durante as décadas de oitenta e noventa. Choudhri e Hakura (2006) e Borenzstein e De Gregorio (1999) também apontam para parâmetros maiores do que um em alguns episódios de hiperinflação. Nesses dois trabalhos é reconhecida, ainda, a dificuldade de se analisar adequadamente o *pass-through* em tais circunstâncias.

²⁰ Para uma análise da política monetária em países desenvolvidos ver, por exemplo, Clarida, Gali e Gertler (1998).

²¹ Sobre as oscilações cambiais ocorridas após Bretton Woods, ver Eichengreen (2000).

²² Desvios em logaritmo são comumente usados para aproximar variações percentuais, sendo demonstrado por uma aproximação de Taylor de primeira ordem.

²³ Embora a literatura não aponte para a presença de raiz unitária nas variáveis usadas neste estudo, os testes necessários para os dados em painel são apresentados no apêndice 02.

Como principal variável explicativa de interesse é utilizada a mudança na taxa de câmbio efetiva nominal, (Δs_t) – representada pela quantidade de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira. Embora muitos estudos utilizem o câmbio bilateral *vis-à-vis* o dólar americano, o conceito adequado para obtenção do efeito total de variações cambiais é aquele que engloba a sua taxa efetiva. Se um país tem grande dependência comercial com relação a seus vizinhos, que se defrontam com o mesmo grau de depreciação da moeda, então esta economia pode não obter ganhos de competitividade de suas exportações e não verificar pressões inflacionárias advindas das importações, visto que o câmbio efetivo não se alterou significativamente. Além disso, muitas nações adotaram no passado algum tipo de paridade da moeda doméstica com relação ao dólar, reduzindo a variação do câmbio bilateral e tornando inadequado o seu uso no presente estudo. As séries do logaritmo do câmbio (s_t) foram retiradas do *Bank for International Settlements* (BIS), exceto para Luxemburgo em que tais dados foram obtidos junto a OCDE.

O desvio da taxa de câmbio real defasada, (rer_{t-1}) , é outra variável explicativa usada na análise empírica. Borenzstein e De Gregorio (1999) e Goldfajn e Werlang (2000) defendem que o desalinhamento do câmbio é um importante determinante da inflação. Em situações de câmbio real inicialmente apreciado, a inflação tende a ser menor em decorrência do desequilíbrio de preços relativos entre bens *tradeables* e *non-tradeables*.²⁴ Deste modo, o desvio da taxa de câmbio real é obtido como em Goldfajn e Werlang (2000) pela diferença do logaritmo do câmbio real – expresso como a razão do nível de preços domésticos sobre os preços externos dados em uma moeda comum, p/Sp^* – e a sua tendência encontrada através do filtro HP. Isto significa que sobrevalorizações da moeda doméstica são representadas por valores positivos, enquanto situações de câmbio depreciado assumem valores negativos. Assim como o câmbio nominal, as séries de câmbio real foram retiradas do BIS e da OCDE.

A taxa de inflação externa, (Π_t^*) , é usada como *proxy* para variações nos custos de insumos estrangeiros. Para encontrá-la é construído um índice *traded weighted* de preços externos para cada país. Os pesos utilizados, obtidos junto ao *Direction of Trade Statistics* do FMI, refletem a

²⁴ Goldfajn e Werlang (2000) argumentam que a inclusão desta variável melhora consideravelmente o ajuste do modelo empírico, principalmente se o período analisado contiver crises cambiais, pois em tais momentos os desequilíbrios do câmbio real são maiores.

participação nas importações dos principais parceiros comerciais em 1985, 1995 e 2005.²⁵ Estes são compostos por 34 nações que representam cerca de 80% do comércio total realizado por cada país da amostra. Embora séries de preços ao consumidor não seja a medida mais adequada para refletir custos do produtor estrangeiro, esta opção é freqüentemente adotada na ausência de outros indicadores. Marazzi et al. (2005), por exemplo, mostram que ela produz resultados bastante próximos aos obtidos pelos índices de preços ao produtor (PPI) ou de custo unitário do trabalho (ULC).²⁶

Por fim, considera-se o hiato do produto defasado, (gap_{t-1}), como variável capaz de determinar a inflação. É fato comum que em períodos de atividade econômica aquecida, as firmas estejam mais propensas a aumentar os preços dos seus produtos. Por outro lado, em momentos de recessão as elevações são menos constantes porque as mesmas temem perder mercado para suas concorrentes. Uma medida de hiato pode ser obtida pela aplicação do filtro HP sobre a série dessazonalizada de produção industrial retirada do IFS (ou do DGBAS e da OCDE, apenas para o caso de Taiwan e Nova Zelândia, respectivamente).^{27 28}

3.2 Análise Descritiva

Antes de prosseguir à estimação da equação empírica, é interessante notar alguns fatos estilizados a respeito dos dados. Nesta análise descritiva, atenção especial é dada à taxa de inflação, com intuito de fornecer uma melhor compreensão sobre o comportamento do ambiente inflacionário no período da amostra. Deste modo, é possível notar, a partir das estatísticas descritivas disponíveis na tabela 4, certa semelhança entre médias e medianas, além de um reduzido desvio

²⁵ Deste modo, os pesos variam no tempo. Para os anos setenta e oitenta é usada a participação de 1985, enquanto para as décadas de noventa e dois mil são utilizados os pesos de 1995 e 2005, respectivamente.

²⁶ Os parceiros comerciais considerados foram EUA, Reino Unido, Áustria, Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Suécia, Suíça, Canadá, Japão, Finlândia, Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha, Turquia, Austrália, Nova Zelândia, África do Sul, Colômbia, México, Egito, Índia, Indonésia, Coréia, Malásia, Paquistão, Singapura e Marrocos.

²⁷ Para alguns países cujas séries originais não estavam dessazonalizadas, foi aplicado o método multiplicativo X12.

²⁸ Apesar da extensa discussão sobre o método ideal de identificação de ciclos econômicos em literaturas correlatas, o filtro HP é técnica padrão nos estudos empíricos de *pass-through*. Veja, por exemplo, Borensztein e De Gregorio (1999), o próprio trabalho de Goldfajn e Werlang (2000), Sekine (2006) e Nogueira Junior (2010). Já na literatura DSGE de repasse cambial, o hiato teórico é obtido pela diferença entre o produto observado e o seu nível de preços flexíveis, que usualmente é aproximado pelo custo unitário do trabalho.

padrão para a maioria dos países. Na verdade, quanto maior a inflação média para uma dada economia, maior também a dispersão de seus valores, como evidenciado para Portugal e Grécia *vis-à-vis* estabilidade apresentada por Alemanha e Áustria.

Nesse sentido, é fácil observar que há alguma heterogeneidade *cross-country* nos dados. Enquanto Portugal e Grécia apresentam médias de inflação próximas a 10%, outras economias desenvolvidas como Japão, Singapura e Suíça mantiveram-se em um patamar substancialmente inferior, com suas taxas situando-se em cerca de 2% ao ano. A tabela permite notar, ainda, outra característica interessante: países territorialmente próximos e integrados economicamente compartilham de certa semelhança nas estatísticas. Estados Unidos e Canadá, por exemplo, depararam-se com inflação média de 4.2%, sendo que condição análoga é verificada para os escandinavos Finlândia, Noruega e Suécia.

Tabela 4 – Média, mediana e desvio padrão da inflação acumulada em um ano (%)

País	Média	Mediana	D. P.	País	Média	Mediana	D.P.
Alemanha	2.54	2.23	1.68	Irlanda	5.91	4.04	5.75
Austrália	5.44	4.30	3.77	Itália	6.89	4.82	5.62
Áustria	3.09	2.76	1.90	Japão	1.98	1.04	2.99
Bélgica	3.58	2.61	2.76	Luxemburgo	3.54	2.85	2.71
Canadá	4.20	3.52	3.17	Noruega	4.72	3.51	3.41
Dinamarca	4.42	2.58	3.40	Nova Zelândia	6.40	3.48	5.51
EUA	4.19	3.31	2.80	Portugal	9.79	8.15	7.94
Espanha	7.21	4.82	5.53	Reino Unido	5.85	3.92	5.06
Finlândia	4.69	3.40	4.21	Singapura	2.07	1.58	2.43
França	4.40	2.38	3.87	Suécia	4.80	3.72	3.96
Grécia	10.76	11.45	6.68	Suíça	2.24	1.54	1.93
Holanda	3.01	2.37	2.27	Taiwan	3.15	2.12	4.12

Embora a inflação em países desenvolvidos apresente um desvio padrão relativamente baixo, o fato de sua mediana ser freqüentemente inferior a média sugere que muitas destas economias vivenciaram em algum momento do tempo taxas mais elevadas de crescimento dos preços. Esta situação é ilustrada na tabela 5, que apresenta valores máximos e mínimos para cada país. Assim, percebe-se que a inflação acumulada em um ano atinge um máximo de 28,09% para Portugal em 1977, como resultado da instabilidade enfrentada no período que se seguiu à Revolução dos Cravos em abril de 1974. Para outras economias também são constatados episódios de maior turbulência, como observado para Reino Unido, Irlanda e Itália, que se defrontaram com aumentos de preços superiores a 20% em meados dos anos 1970. Como regra geral, valores

máximos para a inflação são obtidos no período inicial da amostra, em 1975, ou no começo dos anos 1980, logo após o segundo choque do petróleo. Por outro lado, valores mínimos são observados recentemente, principalmente para o último ano dos dados, em 2009. Neste período, diversos países atravessaram momentos de deflação, que resultaram em significativas retrações de preços, como notado para a Irlanda que acumulou queda de até 6,30% ao longo deste ano.

Tabela 5 – Máximos e mínimos para a inflação acumulada em um ano (%)

País	Data	Máxima	Data	Mínima	País	Data	Máxima	Data	Mínima
Alemanha	1981	6.90	1986	-0.93	Irlanda	1975	21.88	2009	-6.30
Austrália	1975	16.17	1997	-0.33	Itália	1975	20.35	2009	0.12
Áustria	1975	8.95	2009	0.03	Japão	1975	14.10	2009	-2.27
Bélgica	1975	14.21	2009	-1.23	Luxemburgo	1975	10.58	1986	-1.21
Canadá	1981	11.96	2009	-0.87	Noruega	1981	13.54	2004	-1.41
Dinamarca	1980	12.96	2004	0.93	Nova Zelândia	1987	17.35	1999	-0.50
EUA	1980	13.50	2009	-1.64	Portugal	1977	28.09	2009	-1.47
Espanha	1977	24.09	2009	-1.12	Reino Unido	1975	23.62	2009	-1.39
Finlândia	1975	16.94	2009	-1.03	Singapura	1980	9.77	1976	-2.83
França	1981	13.23	2009	-0.42	Suécia	1980	13.75	2009	-1.10
Grécia	1981	23.06	2009	0.66	Suíça	1975	8.12	2009	-0.97
Holanda	1975	10.06	1987	-1.24	Taiwan	1981	20.25	2009	-1.36

As observações feitas anteriormente sugerem que a taxa de inflação apresentou uma diminuição importante entre as décadas de setenta e dois mil. No entanto, as informações da tabela anterior não fornecem uma noção precisa do comportamento da variável ao longo do tempo, exceto pelas indicações pontuais de máximos e mínimos. Deste modo, as figuras 3 e 4 apresentam uma perspectiva do seu desempenho para cada trimestre, indicando como se deu a transição do ambiente de inflação elevada para taxas mais moderadas.

Percebe-se, assim, que a média da inflação para o conjunto de países é declinante a partir de 1975, sofrendo algum aumento após o choque do petróleo em 1979. Neste período, delimitado pelo final dos anos setenta e início da década seguinte, verifica-se uma retomada inflacionária em diversas economias, que fica claramente caracterizado nos gráficos. Estados Unidos e Canadá, por exemplo, registraram taxas de inflação relativamente altas, que em alguns momentos superaram 10% ao ano. Países de outras regiões também se depararam com situação semelhante. Na Ásia, Taiwan arcou com o repentino aumento da inflação entre 1979 e 1981, enquanto no norte da Europa, Suécia e Noruega enfrentaram suas taxas mais elevadas no mesmo período.

Após estes episódios de recrudescimento inflacionário, os anos que se seguiram marcam o início de um processo de desinflação generalizado. Tal fato é constatado indiscriminadamente para todas as economias, inclusive Portugal e Grécia, que apresentavam historicamente crescimentos mais acentuados dos níveis de preços. Este período de inflação moderada se estende até o final da década, quando é verificada uma nova aceleração nos índices de inflação para alguns países. Assim, alterações importantes são constatadas, sobretudo na Grécia, cuja inflação ao consumidor se eleva de 13% para 20%. Decorrido este curto intervalo, os preços voltam a se estabilizar e suas taxas de crescimento se reduzem para valores bastante baixos nos anos seguintes. Tal cenário de tranqüilidade se mantém até 2008, quando a crise financeira mundial resulta em nova pressão inflacionária, seguida de um trimestre de ajuste com deflação para muitos países.

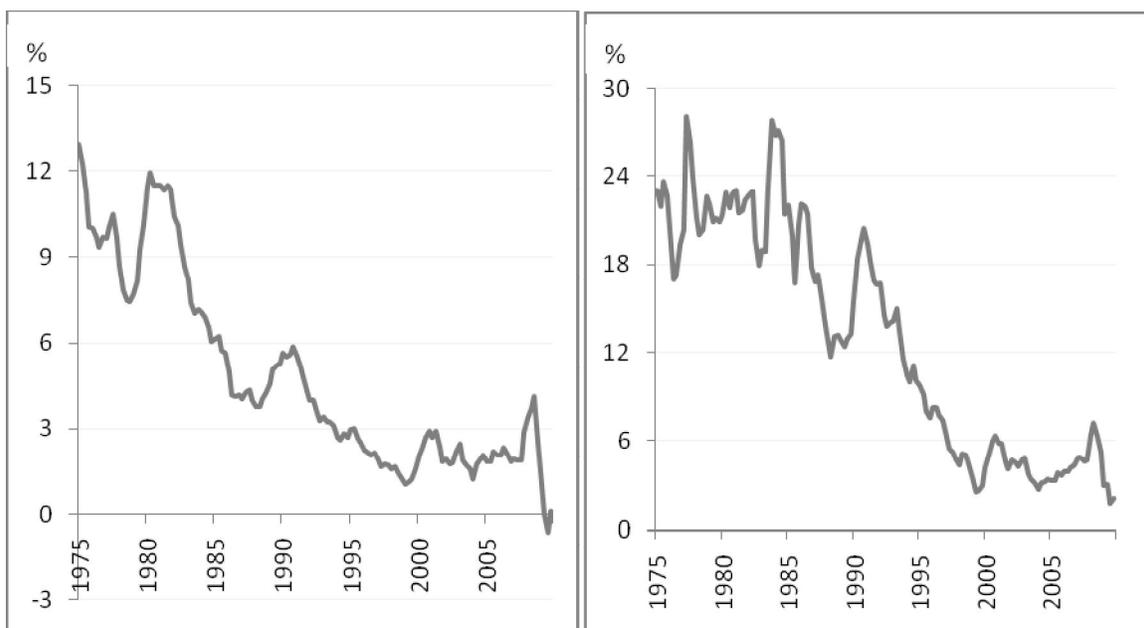


Figura 3 – Médias da inflação acumulada

Figura 4 – Máximas da inflação acumulada

Com relação às demais variáveis, algumas observações são pertinentes. Adicionalmente à taxa de inflação, é importante se atentar para alterações relevantes da taxa de câmbio efetiva nominal. De um modo geral, oscilações cambiais ocorreram com maior frequência durante a década de 1970, caracterizada pela transição de taxas fixas para flutuantes. No entanto, variações pontuais de grande impacto também foram notadas em outros momentos, principalmente durante crises econômicas – notadamente a instabilidade do Sistema Monetário Europeu em 1992 e a recente turbulência financeira do biênio 2008-2009. Neste último caso, destaca-se a forte desvalorização

do dólar australiano, que reverteu a apreciação acumulada gradativamente ao longo da década. A tabela abaixo evidencia, ainda, que países com histórico de inflação mais alta apresentaram mais freqüentemente depreciações superiores a 10%. Nesta condição estão Austrália, Nova Zelândia, Portugal e Itália (três vezes), além de Grécia e Suécia (duas vezes).

Tabela 6 – Episódios com depreciações trimestrais superiores a 10%

Data	País	Depreciação (%)	Data	País	Depreciação (%)
1975.3	Nova Zelândia	10.11	1985.2	Austrália	13.99
1976.1	Itália	10.75	1985.4	Grécia	19.76
1976.2	Itália	10.63	1986.1	Nova Zelândia	10.02
1977.2	Portugal	12.80	1986.3	Austrália	16.71
1977.3	Espanha	19.89	1992.4	Itália	11.67
1982.3	Portugal	10.20	1992.4	Reino Unido	12.80
1982.4	Suécia	15.36	1993.1	Suécia	13.92
1983.1	Grécia	16.26	2008.4	Austrália	21.11
1983.3	Portugal	13.06	2008.4	Canadá	12.85
1984.3	Nova Zelândia	17.80	2008.4	Noruega	10.62

Por fim, é interessante observar que tanto o hiato do produto como o desalinhamento do câmbio real apresentam médias e medianas muito próximas de zero por hipótese na construção dos índices.²⁹ Além disso, não se nota um comportamento dominante nestes dados, embora se perceba um aquecimento da atividade econômica para a maioria dos países na atual década. Neste contexto, é interessante citar Singapura que chegou a apresentar níveis de produção industrial até 14% acima da tendência estimada – em especial durante o ano de 2006. Por outro lado, a crise financeira recente levou diversas economias à recessão. Dentre elas, Japão e Taiwan apresentaram fortes sinais de desaquecimento econômico, com a atividade industrial situando-se mais de 20% aquém do valor estimado pelo filtro HP.

Tabela 7 – Estatísticas Descritivas das demais variáveis

Estatística	Inflação externa	Desvio câmbio real	Hiato
Média	1.2	0.0	-0.2
Mediana	0.9	0.0	-0.2
Máximo	4.9	22.6	14.2
Mínimo	-2.0	-20.2	-27.8

²⁹ As médias do hiato do produto e do desvio da taxa de câmbio real podem, eventualmente, ser diferentes de zero porque o filtro HP considerou todas as informações disponíveis, inclusive aquelas correspondentes a períodos anteriores a 1975.

3.3 Metodologia Empírica para painéis dinâmicos

Uma das vantagens do uso de dados em painel para estimação *cross-country* de repasse cambial está no fato de permitir a presença de efeitos específicos aos países da amostra (α_i). Estes podem representar características não observadas que variem entre os países – mas sejam constantes ao longo do tempo – e influenciem as taxas de inflação. Por exemplo, podem existir diferenças institucionais com relação às preferências de cada país por baixa inflação ou ainda algum outro fator importante que seja constante ao longo do tempo e não captado pelas equações convencionais de *pass-through*. Tais efeitos não observados podem ser modelados como aleatórios: basta colocar α_i no termo de erro, sob a hipótese de que α_i é ortogonal às demais variáveis explicativas, e então considerar a correlação serial existente no erro composto $v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ em uma análise de *Generalized Least Squares* (GLS). No entanto, em muitas aplicações o principal ponto em se usar dados em painel é permitir que α_i seja arbitrariamente correlacionado com as variáveis explicativas, o que é alcançado em um arcabouço de efeito fixo.

A idéia da estimação por efeito fixo consiste em transformar a seguinte equação para eliminar o efeito não observado α_i .

$$y_{it} = z'_{i,t}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Para tanto, deve-se obter a média em $t = 1, \dots, T$ da equação anterior por:

$$\bar{y}_i = \bar{z}'_i\beta + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (10)$$

Em que $(\bar{y}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T y_{it})$, $(\bar{x}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T x_{it})$ e $(\bar{\varepsilon}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it})$. Se subtrairmos (10) de (9), temos a equação transformada:

$$\dot{y}_{i,t} = \dot{z}'_{i,t}\beta + \dot{\varepsilon}_{i,t} \quad (11)$$

Na qual $(\dot{y}_t = y_{i,t} - \bar{y}_i)$, $(\dot{z}_t = z_{i,t} - \bar{z}_i)$ e $(\dot{\varepsilon}_t = \varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i)$.

Assim, ao retirarmos a média da equação original, estamos removendo também o efeito específico α_i . Sem este termo, verificamos que a interpretação de β vem da equação original, podendo ser obtido consistentemente por um *pooled OLS* (*ordinary least squares*) se a condição de posto for satisfeita.³⁰ O estimador de efeito fixo também é conhecido como *within* porque utiliza toda a variação no tempo de cada *cross-section*. Em nosso modelo de *pass-through*, isso significa que se usa toda a oscilação da inflação e das variáveis explicativas para cada país em sua estimação.

No entanto, para uma equação dinâmica de repasse cambial – em que a matriz $z_{i,t}$ é composta pela variável dependente defasada ($y_{i,t-1}$) e por outros controles ($x_{i,t}$) – alguns cuidados adicionais devem ser considerados quando se usam dados em painel. A principal complicação que surge nestes modelos é que as variáveis dependentes defasadas são correlacionadas com o termo de erro idiossincrático no período anterior ($\varepsilon_{i,t-1}$). Isto significa que a aplicação do estimador padrão de efeito fixo produz estimativas inconsistentes, como apontado por Wooldridge (2001). Assim, a correlação existente entre o erro e a variável dependente defasada faz com que tais estimações sejam viesadas em amostras finitas de tempo.

$$plim \beta_{ef. fixo} = \beta + [T^{-1} \sum_{t=1}^T (E(\dot{z}_{it}' \dot{z}_{it}))]^{-1} [T^{-1} \sum_{t=1}^T (E(\dot{z}_{it}' \varepsilon_{it}))] \quad (12)$$

De tal modo, pode ser demonstrado que a inconsistência das estimações é função da extensão temporal da amostra (T^{-1}). Uma dificuldade óbvia desta condição reside em qual deve ser o tamanho suficientemente grande de T para assegurar bons resultados sob efeito fixo. Judson e Owen (1999) realizam alguns experimentos de Monte Carlo para mostrar que o viés pode ser significativo mesmo quando o número de observações (T) por unidade de *cross-section* (i) atingir 20 ou 30 períodos.³¹

³⁰ A condição de posto mostra porque variáveis observáveis constantes não são permitidas em efeito fixo. Caso elas fossem incluídas, \dot{z}_{it} teria uma coluna de zeros para todos os i e o posto seria insuficiente.

³¹ Em seu trabalho, os autores utilizam diversas combinações de $N=20$ ou 100 e $T=5, 10, 20$ ou 30 . Mesmo para as estimações com $T=30$ o viés no estimador de efeito fixo foi de cerca de 20% do valor verdadeiro do parâmetro.

Para contornar este problema, Anderson e Hsiao (1981) desenvolveram uma abordagem que consiste em tirar a primeira diferença da equação (9) para remover os efeitos individuais α_i .³²

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \phi(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{i,t} - x_{i,t-1})'\beta + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (13)$$

Embora este modelo ainda seja caracterizado pela correlação entre variável dependente defasada e o termo de erro, Anderson e Hsiao (1981) demonstram que a eliminação do efeito individual por diferenciação possibilita o uso de variáveis instrumentais. Eles sugerem, então, o uso da defasagem do nível ($y_{i,t-2}$) ou a defasagem da diferença ($y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$) como instrumento para a primeira diferença da variável dependente defasada.³³ Embora este estimador seja consistente, ele não é necessariamente eficiente, pois não utiliza todas as condições de momento disponíveis.³⁴

Em trabalho posterior, Arellano e Bond (1991) argumentam que o uso de um grande conjunto de instrumentos, composto por várias defasagens, pode ser usado em uma abordagem de GMM, resultando em ganhos significativos de eficiência. No entanto, os autores demonstram que os erros padrões, quando obtido em dois passos, são enviesados para amostras pequenas. Isto ocorre fundamentalmente porque as covariâncias estimadas do momento empírico facilmente superam o poder estatístico de amostras finitas.³⁵ Embora tal fato não comprometa os coeficientes, que continuam advindos de instrumentos exógenos, pode resultar em variâncias implausíveis para a realização de testes de hipótese. Para contornar este problema, é procedimento comum na literatura a estimação em um passo, com erros robustos para heterocedasticidade e autocorrelação dentro das unidades de *cross-section*.³⁶

³² Este procedimento apresenta a vantagem de não estabelecer a priori qualquer hipótese sobre o efeito específico ao país, tal qual o estimador de efeito fixo.

³³ Dentre estas opções, o instrumento em nível pode ser preferível para estudos em painéis curtos, pois ele está disponível para $T=3$, enquanto o instrumento em diferença só vale a partir de $T=4$.

³⁴ Ver, por exemplo, Ahn e Schmidt (1995).

³⁵ Pode-se notar tal fato ao se considerar que serão estimadas $j(j + 1)$ covariâncias – j é o número de instrumentos – de modo que não seja difícil que este total supere o número N de *cross-sections*.

³⁶ Em trabalho recente, Windmeijer (2005) fornece uma correção para o erro padrão obtido no estimador de dois passos. De um modo geral, na obtenção de estimadores de dois passos (com ou sem correção) é usada a matriz de covariância obtida no primeiro passo. Porém, em estimativas realizadas para esta dissertação e omitidas aqui, os modelos testados apresentaram matriz de variância-covariância singular. Em termos práticos, isto dificulta a utilização de sua inversa e resulta na retirada automática de várias variáveis de interesse pelos softwares utilizados (Stata 10 e 11). De qualquer modo, é importante ressaltar que o método efetivamente utilizado no presente estudo, estimador de um passo com erro robusto, fornece estimadores consistentes e permite a realização correta da inferência estatística.

O estimador de painel de Arellano e Bond, conhecido também como GMM em diferença, apresenta ainda uma vantagem adicional. Sua aplicação permite que uma ou mais variáveis explicativas da matriz x_{it} seja endógena. Este elemento pode ser bastante interessante em equações de *pass-through*, pois é possível que o termo de câmbio seja endógeno se a paridade do poder de compra (PPP) for válida. Neste caso, os preços relativos entre bens domésticos e estrangeiros influenciam a cotação da moeda, possibilitando uma causalidade de direção dupla entre inflação e mudanças cambiais.

No presente estudo, as técnicas de efeito fixo e Arellano Bond são usadas para analisar o comportamento do *pass-through* ao longo do tempo. Para tal, são realizadas estimações em janelas fixas, que consistem na obtenção de parâmetros a partir de uma amostra inicial – de intervalo constante – que são movimentadas sequencialmente período a período, gerando um conjunto de amostras sobrepostas. Esta técnica simples, introduzida primeiramente em modelos estatísticos de previsões financeiras, obteve crescente destaque em estudos recentes de repasse cambial que buscavam identificar uma eventual instabilidade do coeficiente de *pass-through*.

Assim, ao contrário da pesquisa disponível até o momento, que propõe principalmente uma abordagem de séries temporais, as estimações aqui realizadas se baseiam na aplicação de painel dinâmico, obtendo resultados para janelas compostas por quarenta períodos, ou seja, dez anos de dados.³⁷ A escolha deste intervalo permite que mudanças nos parâmetros ocorridas durante os anos oitenta sejam captadas na análise empírica, ao passo que horizontes mais longos negligenciam as eventuais alterações ocorridas nesta década. Como elemento de robustez são realizadas estimações com janelas de sessenta períodos – quinze anos – que tendem a se apresentar menos instáveis e captam mudanças mais consistentes nos coeficientes.³⁸ Deste modo, assegura-se que os resultados obtidos não são meros artefatos do intervalo escolhido para estimações com *rolling windows*.

³⁷ Para estudos em séries de tempo que envolva *rolling windows* ver, por exemplo, Marazzi et al. (2005), Sekine (2005), Ihrig et al. (2006). Estes trabalhos também consideram janelas com dimensões de dez e quinze anos.

³⁸ Gagnon e Ihrig (2004), por exemplo, apontam para mudanças nos anos oitenta em quinze dos vinte países analisados. As exceções são Suécia, Noruega, Nova Zelândia, Grécia e Austrália que registram alterações somente na década seguinte. Bailliu e Fujii (2004) identificam mudanças relevantes no *pass-through* somente nos anos noventa.

4 ESTIMAÇÕES DE PASS-THROUGH EM PAINEL DINÂMICO

Neste capítulo são fornecidas estimações de *pass-through* para economias desenvolvidas através de diferentes especificações. Em uma primeira análise, é considerada uma equação simples que avalia o repasse cambial para todo o intervalo da amostra. Posteriormente, esta equação é aplicada em janelas fixas, permitindo examinar como o *pass-through* oscilou ao longo do tempo. Por fim, é usada uma especificação com termos interagidos, que investiga a relação existente entre a redução do coeficiente de repasse cambial e a transição para um ambiente de inflação mais baixa.

4.1 Modelo Simples

A análise do *pass-through* pode ser feita através de uma equação simples, usada amplamente na literatura. Assim, temos um modelo de inflação que é função da variação do câmbio efetivo nominal, inércia inflacionária – representada por defasagens da inflação doméstica – inflação externa e hiato do produto. Adicionalmente aos controles usuais, é incorporado um termo de desvio do câmbio real de equilíbrio, que capta o efeito de apreciações reais sobre a inflação, como usado em Goldfajn e Werlang (2000). Além disso, ao adaptar o modelo geral para uma análise em painel, são acrescentadas, ainda, *dummies* temporais, (η_t) , e um termo de efeito fixo, (α_i) , que controlam por impactos de choques globais sobre a inflação e por heterogeneidades não observadas para cada país, respectivamente.³⁹ Para a variável dependente defasada são incluídas duas defasagens, que são suficientes para captar o comportamento inercial dos preços e o impacto gradual do *pass-through*, tal como feito em Bailliu e Fujii (2004). Deste modo, o modelo a ser estimado é dado por:

³⁹ A inclusão de *dummies* de tempo é recomendada para se evitar a presença de correlação dos erros entre as unidades de *cross-section*, pois trata-se de uma condição necessária para a aplicação do modelo de Arellano Bond. Este fato é importante porque o estimador robusto permite a existência de correlação somente dentro de cada país, mas não entre eles.

$$\Pi_{i,t} = \alpha_i + \eta_t + \beta_0 \Pi_{i,t-1} + \beta_1 \Pi_{i,t-2} + \beta_2 \Pi_{i,t}^* + \beta_3 \Delta s_{i,t} + \beta_4 rer_{i,t-1} + \beta_5 gap_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

A equação anterior mostra que o *pass-through* de curto prazo (PTCP) é dado pelo coeficiente β_3 , que representa a transmissão de oscilações cambiais para a inflação em um trimestre. Todavia, é possível encontrar um efeito de longo prazo (PTLP) a partir de uma manipulação não linear dos coeficientes. Intuitivamente, pode-se pensá-lo como o *pass-through* incorrido em situações na qual a inflação doméstica para cada país atinge a sua taxa de equilíbrio de longo prazo.

$$PTLP = \frac{\beta_3}{(1-\beta_0-\beta_1)} \quad (15)$$

Para assegurar a robustez dos resultados, a estimação da equação dinâmica (14) é feita tanto com o uso da técnica de efeitos fixos, como pelo estimador de Arellano-Bond, conforme descrito na seção de metodologia. Deste modo, são analisados três modelos distintos: o primeiro de efeito fixo, o segundo que considera um Arellano e Bond com todas as variáveis exógenas – exceto a dependente defasada que é sempre vista como predeterminada – e o terceiro que utiliza um Arellano e Bond em que a taxa de câmbio é endógena.

Wooldridge (2002, p.305) lembra que o uso de todas as defasagens possíveis como instrumentos resulta em muitas restrições sobre-identificadoras. Embora não exista uma indicação na literatura sobre quantos instrumentos seria uma quantidade excessivamente grande, Windmeijer (2005) aponta que uma regra simples (*arbitrary rule of thumb*) consistiria no uso de um conjunto inferior ao número de países no painel.⁴⁰ Além disso, um número excessivamente grande de instrumentos pode levar a um sobre-ajuste das variáveis endógenas.⁴¹ Para se evitar tais contratemplos, utiliza-se até quatro defasagens como instrumentos das variáveis endógenas e predeterminadas.⁴²

⁴⁰ Apesar de apontar a quantidade de instrumentos como um aspecto importante, Windmeijer (2005) reporta que a redução do número de instrumentos em seu estudo representou um aumento do coeficiente de interesse de 0.981 para somente 0.986 contra um valor verdadeiro igual a 1.

⁴¹ Como exemplo ilustrativo, em um modelo 2SLS (*two stage least square*), se a quantidade de instrumentos for igual ao de observações, o R^2 do primeiro estágio será um e o resultado do segundo estágio igual à estimação enviesada de OLS.

⁴² Outro elemento importante a ser considerado nas estimações por GMM em diferença é a presença de autocorrelação nos resíduos. A metodologia do teste proposto por Arellano e Bond e sua intuição estão no apêndice 04 desta dissertação.

Embora a consistência do estimador de efeito fixo seja função do intervalo amostral (T), dados para painéis macroeconômicos costumam cobrir um número razoável de países (N) para uma quantidade grande de períodos de tempo. Por isso, alguns pesquisadores defendem esta abordagem argumentando que em tais situações o seu viés é desprezível.⁴³ Nesse sentido, a análise de três arcahouços diferentes confere maior robustez e confiabilidade aos resultados e permite inferências corretas a respeito do comportamento do repasse cambial.⁴⁴

A tabela a seguir apresenta os coeficientes encontrados para as estimações envolvendo todo o período da amostra, ou seja, de 1975 a 2009:

Tabela 8 – Estimativas em painel para economias desenvolvidas entre 1975 e 2009

	Efeito Fixo (1)	A.&B. Exógeno (2)	A.&B. Endógeno (3)
$\Pi_{i,t-1}$	0.362*** (0.036)	0.179*** (0.034)	0.159*** (0.031)
$\Pi_{i,t-2}$	0.298*** (0.031)	0.129*** (0.019)	0.117*** (0.018)
$\Pi_{i,t}^*$	0.088 (0.064)	0.316*** (0.086)	0.417*** (0.084)
$rer_{i,t-1}$	-0.028*** (0.003)	-0.082*** (0.017)	-0.062*** (0.013)
$gap_{i,t-1}$	0.014*** (0.005)	0.024** (0.010)	0.023*** (0.080)
PTCP (Δs_t)	0.051*** (0.006)	0.063*** (0.014)	0.054*** (0.015)
PTLP	0.152*** (0.022)	0.091*** (0.021)	0.075*** (0.020)
<i>autocorrelação</i> <i>2ª ordem (pvalor)</i>		0.077	0.124

A.&B. Exógeno e A.&B. Endógeno representam os modelos de Arellano e Bond em que a taxa de câmbio é considerada exógena e endógena, respectivamente.

Desvio padrão robusto entre parênteses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

De um modo geral, os resultados indicam que o repasse cambial verificado no curto prazo é baixo e fortemente significativo, situando-se em cerca de 5% ou 6%. Para horizontes mais longos, o modelo de efeito fixo aponta para um *pass-through* de 15%, enquanto na metodologia de Arellano e Bond a transmissão no longo prazo não supera 9% (ver a linha PTLP na Tabela 8). Esta diferença decorre principalmente dos parâmetros de inércia inflacionária, β_0 e β_1 , que

⁴³ Ver, por exemplo, Islam (1995) que analisa a convergência de crescimento econômico em um painel dinâmico.

⁴⁴ Ressalta-se que para os três modelos foram usados erros padrões robustos.

apresentam valores distintos, conforme o método empregado.⁴⁵ É interessante notar também que nos modelos de GMM em diferença, ao se considerar a taxa de câmbio endógena, a hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem não é rejeitada a 10%, em oposição ao modelo que a toma como exógena. Este fato fortalece a hipótese de que o câmbio é uma variável endógena e pode ser um indicativo de que os coeficientes obtidos na coluna (3) são preferíveis aos encontrados em (2).

Embora estes resultados não sejam perfeitamente comparáveis aos de Goldfajn e Werlang (2000) e Bailliu e Fujii (2004), porque ambos utilizam amostras diferentes de países e horizontes de tempo mais curtos, percebe-se que os coeficientes encontrados aqui são ligeiramente inferiores aos indicados nestes estudos. Este fato é bastante razoável se considerarmos que dados recentes, relativos a um período de estabilidade inflacionária, podem ter colaborado para a diminuição no parâmetro de repasse cambial.

Tabela 9 – Comparação com outros trabalhos que utilizam dados em painel

<i>Pass-through</i>	Presente estudo		Bailliu e Fujii (2004)		Goldfajn e Werlang (2000)	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	6 meses	12 meses
Máximo	0.063	0.152	0.081	0.170	0.113	0.188
Mínimo	0.051	0.075	0.065	0.163		
Amostra	24 países desenvolvidos		11 países desenvolvidos		OCDE (20 países)	
Intervalo	1975 a 2009		1977 a 2001		1980 a 1998	

Máximo e Mínimo são os coeficientes mais elevados e mais baixos quando o estudo realizou mais de uma estimação. Todos os coeficientes são significantes a 5%.

Com relação às demais variáveis, estas são, em sua maioria, estatisticamente significantes e com sinais compatíveis com a intuição econômica. Para a inflação externa, por exemplo, aumentos de preços estrangeiros em 1% ocasionam uma transmissão em torno de 0,3% a 0,4% nos modelos de Arellano e Bond, indicando a importância do cenário global nas economias domésticas. Hiato do produto e desvio do câmbio real, por sua vez, também apresentam coeficientes com sinais esperados – positivo e negativo, respectivamente. Assim, para atividade econômica 10% acima do seu nível potencial, o impacto sobre a inflação doméstica é de somente 0,24%. De modo semelhante, a variável de desvio do câmbio real também possui um efeito relativamente reduzido.

⁴⁵ É possível que tal diferença decorra da inconsistência das estimativas de efeito fixo, se quarenta períodos for considerada uma medida pequena para T .

A sobrevalorização inicial do câmbio em 10% diminui a inflação em 0,6 pontos percentuais. Isto significa que cenários de moeda apreciada e economia desaquecida ajudam a contrabalancear o impacto inflacionário de desvalorizações nominais.

Apesar dos coeficientes apontarem para um repasse incompleto tanto no curto prazo, quanto no longo prazo, os resultados apresentados acima não esclarecem se o *pass-through*, de fato, caiu ao longo do tempo como sugerido por parte da literatura indicada na introdução deste trabalho. No entanto, uma maneira simples e convencional de se testar esta hipótese consiste no uso de janelas fixas para as estimações, permitindo que os parâmetros de interesse variem no tempo. Os gráficos a seguir mostram o comportamento do repasse cambial no curto prazo (β_3) para janelas de dez anos (ou seja, quarenta períodos).⁴⁶

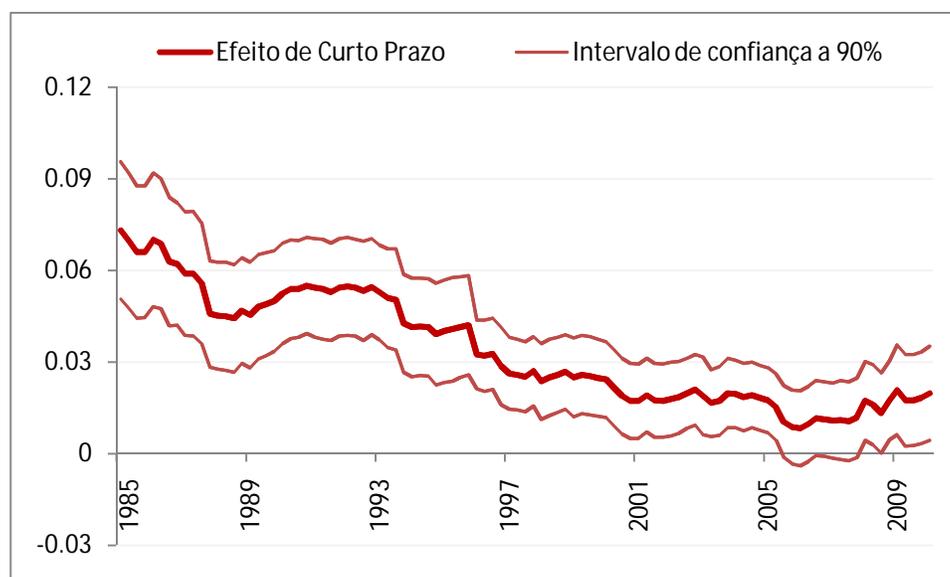


Figura 5 – *Pass-through* de Curto Prazo – Modelo de Efeito Fixo

⁴⁶ As datas expostas no eixo X dos gráficos representam a última observação de cada janela. Assim, a primeira janela de dez anos termina no quarto trimestre de 1984. Os desvios padrões foram calculados para um intervalo de confiança de 90%.

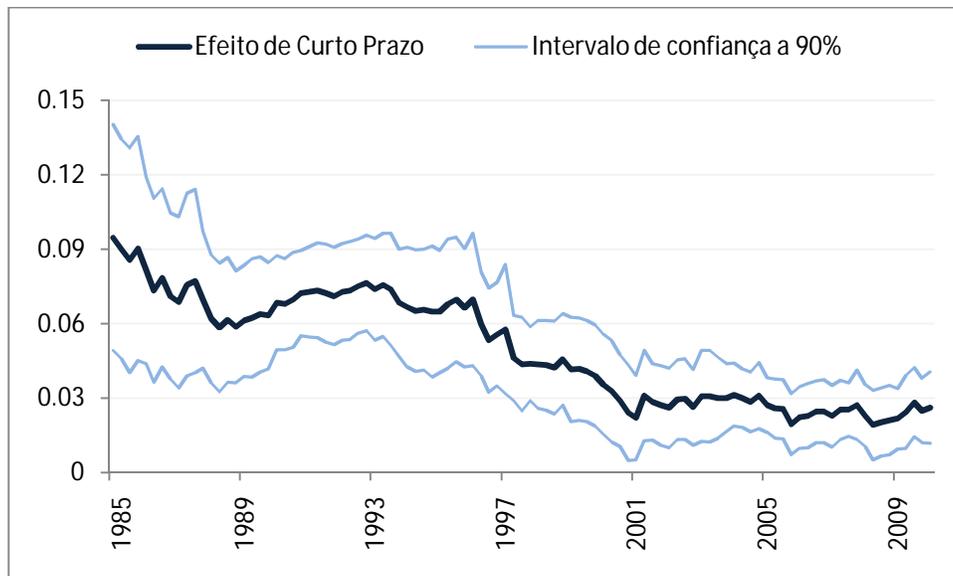


Figura 6 – Pass-through de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno



Figura 7 – Pass-through de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno

As estimações em janelas para os três modelos de *pass-through* evidenciam que o coeficiente de transmissão do câmbio para a inflação declinou ao longo do tempo. Deste modo, é possível perceber que ocorre uma primeira diminuição na segunda metade da década de oitenta. Nos anos seguintes, o parâmetro de repasse cambial se manteve relativamente constante, sofrendo uma queda mais acentuada no final dos anos noventa. Para a década atual, o *pass-through* voltou a se estabilizar, sendo, inclusive, estatisticamente não significativo em alguns períodos.⁴⁷ De um modo geral, o coeficiente de *pass-through* declinou de 0,09 no início da amostra para algo inferior a 0,03 nos dados mais recentes. Além disso, esta alteração supera a margem de erro em todas as metodologias empregadas. No caso do modelo de efeito fixo, o limite superior do intervalo de confiança da última janela é mais baixo que o verificado pelo limite inferior do intervalo de confiança das primeiras janelas. Para as estimações de Arellano e Bond isto não ocorre em uma primeira análise, dado o grande desvio padrão das estimativas nos períodos iniciais. No entanto, a queda é significativa quando se considera janelas posteriores, que produzem desvios padrões menores.

Para verificar a robustez dos resultados, os três modelos considerados são re-estimados para amostras de sessenta períodos, ou seja, quinze anos. Espera-se, assim, que os coeficientes se apresentem mais estáveis, visto que dados mais antigos (referentes a um repasse mais elevado) permanecem por mais tempo na amostra, enquanto dados mais recentes (relativos a um *pass-through* mais baixo) entram com menor importância em janelas mais longas. Os resultados (expostos no apêndice 03) são qualitativamente semelhantes aos encontrados para *rolling windows* de dez anos. O *pass-through* apresenta uma tendência de queda nas janelas iniciais, estabilizando-se nos períodos seguintes e sofrendo uma nova diminuição a partir do final dos anos noventa.

Repare, ainda, que a comparação entre os diferentes horizontes de janelas guarda uma sutileza analítica. Se existisse, por exemplo, um instante bem definido de quebra no repasse cambial, este se apresentaria no mesmo ponto do tempo para estimações em janelas de dez ou quinze anos, caso decorresse da entrada de observações recentes (relacionadas a um *pass-through* mais baixo).

⁴⁷ Ihrig et al. (2006) argumentam que a diminuição do *pass-through* foi tão significativa que o câmbio deixou de exercer impacto relevante sobre a inflação em nações desenvolvidas. Mihailov (2009) aponta para este mesmo fato em uma análise restrita a Alemanha, EUA e Japão.

Em contrapartida, caso a quebra procedesse da saída de dados antigos (relacionados a um *pass-through* mais alto), o ponto de inflexão encontrado na janela de quinze anos se daria exatamente cinco anos após o ocorrido para a janela de dez anos.⁴⁸ Embora este processo de identificação não seja nada fácil, é possível notar que em nos modelos de *pass-through* testados, a queda no repasse cambial para a janela mais longa se inicia apenas alguns trimestres depois do constatado para a janela mais curta.⁴⁹ Este cenário intermediário evidencia que a alteração na transmissão do câmbio para a inflação se verificou de maneira gradual, não estando associada a um ponto único no tempo para o conjunto de países.

Na verdade, é possível que para cada economia tenham ocorrido mudanças no *pass-through* em momentos diferentes, que ao serem analisadas através de janelas em painel, passam a idéia de que a transmissão do câmbio apresentou uma diminuição gradual. Embora percepções individuais para cada unidade de *cross-section* não possam ser retiradas dessa análise, uma conclusão bastante razoável é de que o repasse médio para países desenvolvidos apresentou reduções importantes nos anos oitenta e noventa, mantendo-se estável a partir de 2002. Estes resultados são próximos aos obtidos por Marazzi et al. (2005) e Ihrig et al. (2006), que encontram forte redução do *pass-through* às importações por volta de 1997.

É interessante observar, ainda, que as estimações em *rolling windows* são feitas seqüencialmente, resultando em amostras temporais sobrepostas para janelas vizinhas. No entanto, podem-se escolher algumas delas que não possuam períodos em comum, criando um novo elemento de análise com a subdivisão da amostra em intervalos contíguos. Neste sentido, opta-se por janelas pontuais que representem os dados para as décadas de oitenta, noventa e dois mil. A tabela abaixo demonstra como o *pass-through* de curto prazo se comportou para estas três décadas.

⁴⁸ Uma possível exceção aconteceria se existisse um ponto de quebra entre 1985 e 1990. Neste caso, ele seria notado quando entrasse na janela de 10 anos e quando estivesse saindo da janela de 15 anos. Em termos gráficos, isto representaria uma diferença de 15 anos entre sua observação nos dois horizontes de janelas.

⁴⁹ Repare, nos gráficos, que uma diminuição importante ocorre por volta de 1997 nas janelas de 10 anos, enquanto nas de 15 anos este fato só é percebido a partir de 1999 e, mesmo assim, de maneira mais suave.

Tabela 10 – Estimativas pontuais para janelas de 10 anos – Curto Prazo

	Efeito Fixo			Arellano e Bond Exógeno			Arellano e Bond Endógeno		
	89T4	99T4	09T4	89T4	99T4	09T4	89T4	99T4	09T4
<i>Pass-through</i>	0.052	0.024	0.020	0.068	0.035	0.026	0.051	0.035	0.024
Intervalo Superior	0.069	0.037	0.035	0.087	0.056	0.041	0.073	0.058	0.045
Intervalo Inferior	0.036	0.012	0.004	0.049	0.015	0.012	0.030	0.012	0.002
Autocorrelação de 2ª ordem (p-valor)				0.167	0.178	0.963	0.187	0.161	0.719

As datas representadas por 89T4, 99T4 e 09T4 referem-se aos últimos períodos de cada uma destas janelas.

Intervalos superior e inferior obtidos com nível de significância igual a 10%.

Nota-se que os três modelos considerados apontam que o repasse cambial diminuiu de algo superior a 0.05 para cerca de 0.02 entre os anos oitenta e a década atual, sendo que os resultados para o período intermediário, relativo à década de noventa, apresentam coeficientes de *pass-through* semelhantes aos obtidos para o período recente. Isto indica que, de fato, a redução na transmissão do câmbio para a inflação parece ter ocorrido de maneira um pouco mais intensa durante os anos oitenta e noventa, como exposto através de janelas. A análise de intervalos de confiança mostra que a diminuição encontrada se apresenta estatisticamente significativa a 10% em dois modelos – efeito fixo e Arellano e Bond exógeno. Assim, na tabela 10, as células sublinhadas e demarcadas em negrito representam momentos cujo intervalo superior da década atual está abaixo do intervalo inferior dos anos oitenta, indicando que o repasse cambial diminuiu entre os dois períodos.

Ainda que as estimações anteriores forneçam boas indicações do *pass-through* no curto prazo, um dos principais focos de interesse de modelos econométricos dinâmicos está na possibilidade de se encontrar um efeito de longo prazo. Como explicitado no início desta seção, este efeito pode ser obtido através da equação não linear (15), composta pelas defasagens da variável dependente e pelo coeficiente de curto prazo. Os gráficos a seguir mostram, portanto, como se comportou o repasse cambial no longo prazo para janelas de dez anos.

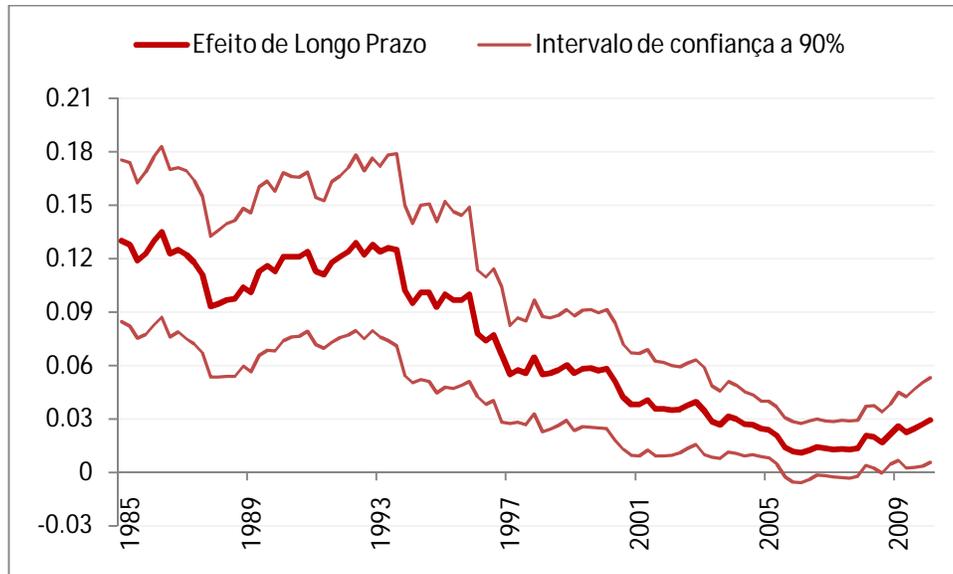


Figura 8 – Pass-through de Longo Prazo – Modelo de Efeito Fixo

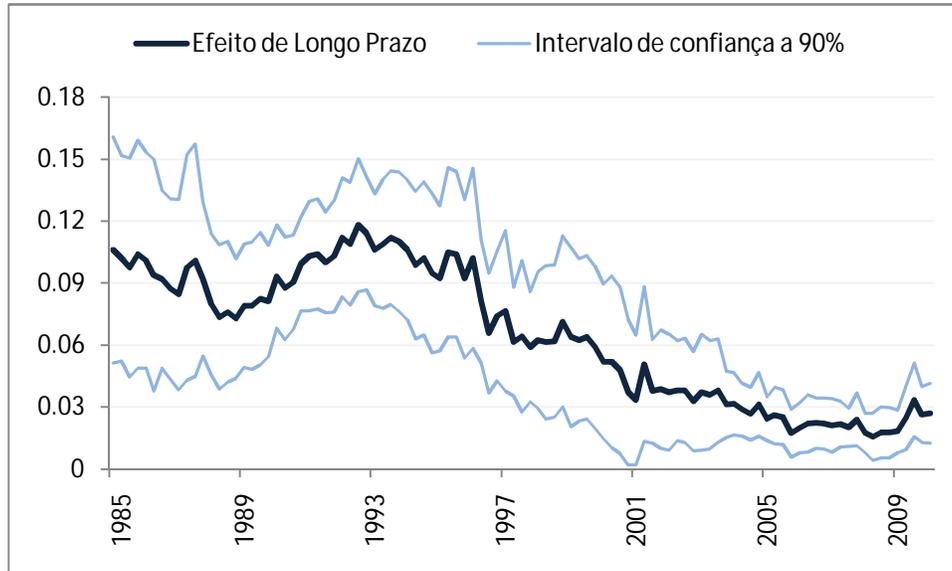


Figura 9 – Pass-through de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno

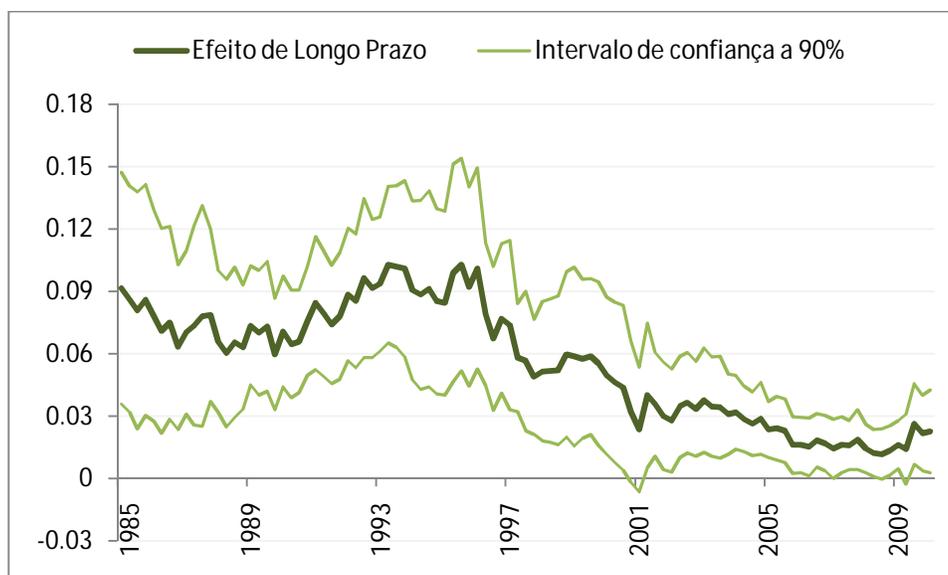


Figura 10 – *Pass-through* de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno

Assim como as evidências apontadas para o curto prazo, no longo prazo o repasse cambial também é declinante ao longo do tempo. Na verdade, atinge-se um pico em torno de 13% e cai para 3% nas últimas janelas. Percebe-se, ainda, que para períodos recentes o *pass-through* de curto prazo é bastante próximo ao de longo prazo, evidenciando uma transmissão rápida e sem longos intervalos de defasagem, ou seja, nestes períodos um choque temporário tem efeitos permanentes sobre a inflação. Além disso, a queda se mostra mais uma vez estatisticamente significativa a 10% através da análise dos intervalos de confiança.

Os resultados apresentados são, ainda, similares ao de outros estudos. Gagnon e Ihrig (2004), por exemplo, encontram um *pass-through* médio de longo prazo de 16% para períodos de alta inflação nas décadas de oitenta e noventa. Para os anos posteriores de crescente estabilidade de preços o repasse cambial foi de somente 5% no longo prazo, indicando uma queda substancial entre estes dois intervalos. Ihrig et al (2006), por sua vez, indicam que o *pass-through* médio atingiu 13% nas décadas de setenta e oitenta, enquanto nos quinze anos subsequentes a transmissão do câmbio para a inflação foi desprezível, situando-se em menos de 1%.⁵⁰

⁵⁰ Estes trabalhos, no entanto, encontram desvios padrões muito altos para as estimações, dificultando a análise da redução do *pass-through*. Neste ponto, a utilização de painéis, como feito aqui, permite uma melhor avaliação dos resultados.

Na verdade, a diminuição do coeficiente de longo prazo não chega a surpreender, pois um de seus componentes, o somatório dos termos de defasagem da inflação, $(\beta_0 + \beta_1)$, também apresenta alguma redução na equação (15).⁵¹ Em outras palavras, isto significa que a diminuição no *pass-through* é impulsionada não somente por β_3 , mas também por β_0 e β_1 . Nesse sentido, é possível que o ambiente de inflação mais estável tenha aproximado coeficientes de repasse cambial no curto e no longo prazo, na medida em que o denominador do efeito de longo prazo, $(1 - \beta_0 - \beta_1)$, se torna cada vez mais próximo de um.

Como proposto anteriormente para o *pass-through* no curto prazo, podemos também analisar a estabilidade do coeficiente no longo prazo através das estimativas realizadas para cada uma das últimas três décadas, sem o uso de amostras sobrepostas. A tabela abaixo indica uma queda consistente no parâmetro de repasse, principalmente entre os anos oitenta e noventa. Novamente, as células em negrito e sublinhadas representam mudanças significativas no coeficiente, demonstrando que nos três modelos expostos o *pass-through* para países desenvolvidos diminuiu entre os períodos analisados.

Tabela 11 – Estimativas pontuais para janelas de 10 anos – Longo Prazo

	Efeito Fixo			Arellano e Bond Exógeno			Arellano e Bond Endógeno		
	89T4	99T4	09T4	89T4	99T4	09T4	89T4	99T4	09T4
<i>Pass-through</i>	0.121	0.058	0.029	0.093	0.052	0.027	0.079	0.051	0.025
Intervalo Superior	0.168	0.092	<u>0.053</u>	0.118	0.089	<u>0.041</u>	0.108	0.090	<u>0.045</u>
Intervalo Inferior	<u>0.074</u>	0.024	0.005	<u>0.068</u>	0.014	0.012	<u>0.051</u>	0.012	0.005
Autocorrelação de 2ª ordem (p-valor)				0.167	0.178	0.963	0.187	0.161	0.719

Intervalos superior e inferior obtidos com nível de significância igual a 10%.

4.2 Modelo com interação de variáveis

Embora a análise anterior demonstre que o *pass-through* caiu gradativamente ao longo do intervalo amostral, não é fornecida nenhuma indicação se esta redução decorreu do ambiente de inflação mais baixa e estável das últimas duas décadas, tal como apontado teoricamente por

⁵¹ Mishkin (2007) entende estas defasagens como um indicativo da própria persistência inflacionária, que tende a se reduzir à medida que uma determinada economia atinge maior estabilidade de preços.

Taylor (2000). Além disso, outras variáveis também podem explicar o comportamento observado do coeficiente de repasse cambial. É possível, por exemplo, que tanto hiato do produto como desvios do câmbio real de equilíbrio sejam relevantes para explicar o *pass-through* como são na determinação da inflação: como argumentado por Goldfajn e Werlang (2000), em situações de câmbio real inicialmente apreciado o *pass-through* tende a ser menor, pois parte das depreciações nominais devem resultar em movimentos corretivos nos preços relativos de *tradeables* e *non-tradeables*, atenuando o impacto sobre a inflação.⁵² De maneira semelhante, quando a atividade econômica está aquecida há uma maior facilidade de se repassar aumentos de custos para o preço final do produto.

Deste modo, o coeficiente de repasse cambial, β_3 , pode ser colocado como função de um termo autônomo (constante), λ_1 , desvio defasado do câmbio real, (rer_{t-1}) , hiato do produto do período anterior, (gap_{t-1}) , e de uma variável de ambiente inflacionário representada pela defasagem da inflação acumulada nos últimos quatro trimestres $(\Pi_{t-1,t-5})$.⁵³ Na verdade, tal escolha, em detrimento do simples uso da defasagem da inflação trimestral, (Π_{t-1}) , se deve ao fato que a inflação acumulada é uma melhor representação do ambiente inflacionário, pois é menos suscetível a choques temporários, mas capta modificações duradouras. Neste ponto, vale destacar que diversos bancos centrais têm como metas inflações acumuladas em períodos de doze meses, de tal sorte que impactos pontuais sobre os preços possam ser diluídos ao longo deste horizonte.

Assim, a relação entre estas variáveis e o *pass-through* pode ser inicialmente explorada através de uma análise simples de correlações. Para tal são usadas duas medidas comuns de se abordar esta estatística, conhecidas como correlações de Pearson e de Spearman. Os resultados abaixo explicitam a associação entre os coeficientes de repasse cambial obtidos em janelas de dez anos e a média para cada unidade de tempo dos termos de ambiente inflacionário $(\Pi_{t-1,t-5})$, hiato do produto (gap_{t-1}) e desvio do câmbio real (rer_{t-1}) . Percebe-se, por exemplo, que o ambiente inflacionário é fortemente correlacionado com o *pass-through*, apresentando-se estatisticamente significativo em todos os modelos e para ambas as medidas de correlação aplicadas. Para as

⁵² A este respeito, Goldfajn e Valdes (1999) mostram empiricamente que a sobrevalorização do câmbio real é um importante determinante de futuras depreciações.

⁵³ Como a inflação acumulada em um ano não apresenta comportamentos sazonais, não foi preciso dessazonalizar a série de preços para a construção desta variável.

demais variáveis, verifica-se uma associação mais fraca e sem significância estatística em todos os casos abordados.

Tabela 12 – Correlação entre repasse cambial e variáveis macroeconômicas

	Correlação de Pearson			Correlação de Spearman		
	Efeito Fixo	A.B. Exóg.	A.B. Endóg.	Efeito Fixo.	A.B. Exóg.	A.B. Endóg.
Curto Prazo						
$\Pi_{i,t-1,t-5}$	0.723***	0.692***	0.604***	0.839***	0.767***	0.651***
$gap_{i,t-1}$	0.001	-0.074	-0.129	-0.024	-0.078	-0.146
$rer_{i,t-1}$	-0.001	-0.012	-0.032	-0.057	-0.024	-0.021
Longo Prazo						
$\Pi_{i,t-1,t-5}$	0.715***	0.650***	0.598***	0.773***	0.665***	0.585***
$gap_{i,t-1}$	0.012	-0.090	-0.110	-0.035	-0.116	-0.150
$rer_{i,t-1}$	-0.065	-0.074	-0.065	-0.057	-0.065	-0.056

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Embora a análise de correlação seja um instrumento interessante, ela não possibilita que os efeitos causais das diferentes variáveis sejam estimados: é possível, por exemplo, que ao ser analisado conjuntamente com o hiato do produto e com o desvio do câmbio real, o ambiente inflacionário não apresente qualquer relação com o *pass-through*. Nesse sentido, realizam-se estimações econométricas em que o repasse cambial (β_3) é função do conjunto de variáveis anteriormente descritas.

$$\beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 \Pi_{i,(t-1,t-5)} + \lambda_3 rer_{i,t-1} + \lambda_4 gap_{i,t-1} \quad (16)$$

Uma possível abordagem para se estimar (16) consiste em encontrar β_3 através de $\beta_{3;i,t} = \Pi_{i,t}/\Delta s_{i,t}$ e regredir contra as variáveis explicativas e o termo de constante. No entanto, alguns países apresentam depreciações próximas de zero para alguns períodos (em situações de câmbio administrado, por exemplo) com taxas inflacionárias positivas, levando a níveis de *pass-through* exageradamente elevados. Para se evitar a exclusão arbitrária de algumas observações e considerando o grande erro padrão que este método produz, opta-se pelo uso de termos interagidos, como em Goldfajn e Werlang (2000). Assim, ao se inserir (16) em (14) o modelo resultante passa a ser dado por:

$$\Pi_{i,t} = \alpha_i + \eta_t + \beta_0 \Pi_{i,t-1} + \beta_1 \Pi_{i,t-2} + \beta_2 \Pi_{i,t}^* + \Delta s_{i,t} [\lambda_1 + \lambda_2 \Pi_{i,(t-1,t-5)} + \lambda_3 rer_{i,t-1} + \lambda_4 gap_{i,t-1}] + \beta_4 rer_{i,t-1} + \beta_5 gap_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

A seguir são apresentados os resultados da estimação da equação anterior para todo o período amostral de 1975 a 2009.

Tabela 13 – Estimativas em painel com termos interagidos para países desenvolvidos

	Efeito Fixo (1)	A.& B.(1) (2)	A.&B. (2) (3)	Efeito Fixo (4)	A.&B.(1) (5)	A.&B. (2) (6)
$\Pi_{i,t-1}$	0.343*** (0.035)	0.174*** (0.033)	0.146*** (0.031)	0.343*** (0.035)	0.174*** (0.032)	0.171*** (0.031)
$\Pi_{i,t-2}$	0.278*** (0.031)	0.124*** (0.018)	0.108*** (0.015)	0.278*** (0.031)	0.124*** (0.018)	0.132*** (0.015)
$\Pi_{i,t}^*$	0.085 (0.062)	0.329*** (0.082)	0.486*** (0.086)	0.085 (0.062)	0.327*** (0.082)	0.436*** (0.095)
$\Delta s_{i,t}$	0.010 (0.007)	0.040*** (0.011)	0.010 (0.009)	0.010 (0.007)	0.039*** (0.010)	0.012 (0.009)
$\Delta s_{i,t} * \Pi_{i,(t-1,t-5)}$	0.687*** (0.136)	0.378*** (0.134)	0.610*** (0.152)	0.695*** (0.136)	0.386*** (0.145)	0.577*** (0.129)
$\Delta s_{i,t} * rer_{i,t-1}$				-0.061 (0.092)	-0.049 (0.114)	-0.040 (0.095)
$\Delta s_{i,t} * gap_{i,t-1}$				-0.038 (0.153)	-0.145 (0.163)	-0.185 (0.124)
$rer_{i,t-1}$	-0.028*** (0.003)	-0.082*** (0.016)	-0.049*** (0.010)	-0.028*** (0.003)	-0.082*** (0.016)	-0.039*** (0.007)
$gap_{i,t-1}$	0.012** (0.005)	0.023** (0.010)	0.020*** (0.007)	0.013** (0.005)	0.023** (0.010)	0.019*** (0.006)
Autocorrelação de 2ª ordem (valor p)		0.151	0.256		0.129	0.107

Por restrição de espaço, A&B(1) e A&B(2) representam os modelos de Arellano e Bond com a taxa de câmbio exógena e endógena, respectivamente.

Desvio padrão robusto entre parênteses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

A tabela 13 mostra como o *pass-through* pode ter sido determinado pelo ambiente inflacionário ao longo dos últimos trinta e cinco anos. A variável de interação que capta este fator, $[\Delta s_{i,t} \Pi_{i,(t-1,t-5)}]$, é significativa em todas as técnicas abordadas, independente da inclusão de controles adicionais. Além disso, outros potenciais determinantes macroeconômicos como o desvio do câmbio real e o hiato do produto parecem não ter tido impacto significativo sobre a transmissão do câmbio nominal para a inflação doméstica.

Para os termos não interagidos, estes continuam apresentando o sinal esperado pela intuição econômica e significância estatística a pelo menos 5% na maioria dos modelos. Curiosamente, o termo de *pass-through* autônomo, $\Delta s_{i,t}$, é significativo em apenas em uma das técnicas abordadas. Nesse sentido, subsidia-se a hipótese de que o repasse cambial é determinado fundamentalmente pelo ambiente inflacionário, sem que outros potenciais determinantes omitidos do modelo tenham impacto relevante sobre a sua dinâmica. Esta observação só não é de todo conclusiva, pois contraria os resultados encontrados nas estimações de Arellano e Bond com taxa de câmbio exógena. Neste caso, o efeito autônomo também é significativo, podendo representar fatores que estejam omitidos na especificação geral.⁵⁴

Para se ter uma noção de como o ambiente inflacionário determinou a diminuição do repasse cambial em países desenvolvidos, substitui-se o termo de inflação acumulada em $[\lambda_2 \Pi_{i,(t-1,t-5)}]$ pela sua taxa anualizada média.⁵⁵ Desta forma temos os seguintes gráficos para os modelos (4), (5) e (6) da tabela anterior:

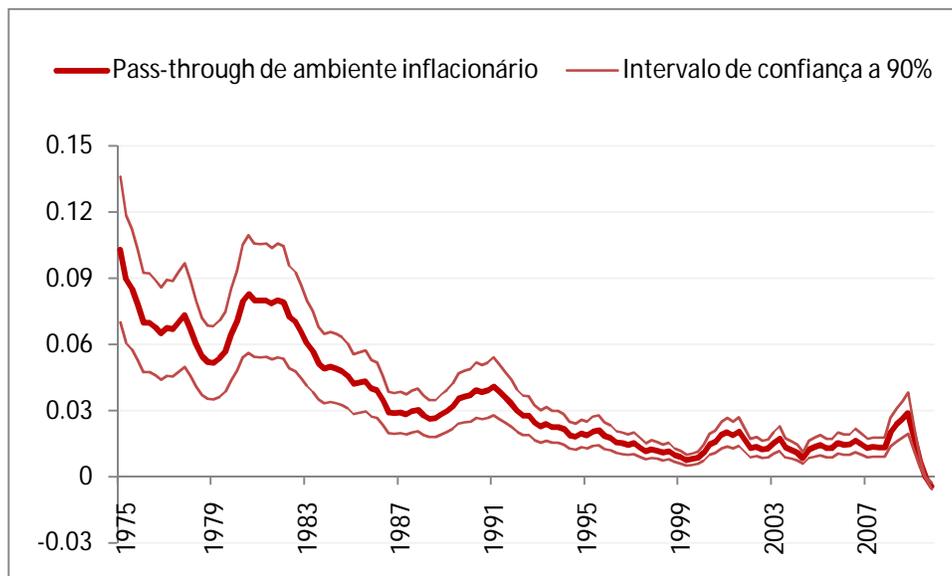


Figura 11 – *Pass-through* decorrente do ambiente inflacionário – Efeito Fixo

⁵⁴ Um determinante de destaque na literatura de *pass-through* que propõe um enfoque microeconômico é o de mudança recente na pauta de importações de países desenvolvidos de bens relacionados à energia (alto repasse cambial) para bens manufaturados (baixo repasse cambial), gerando um declínio no *pass-through*.

⁵⁵ O desvio padrão das estimativas é obtido por $\{[\Pi_{i,(t-1,t-5)}]^2 \text{var} [\lambda_2]\}^{1/2}$

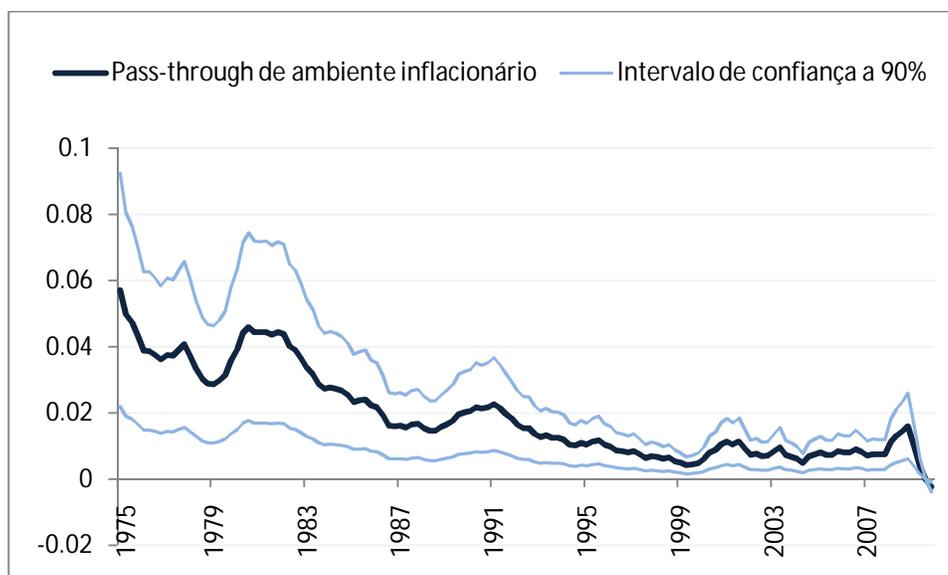


Figura 12 – *Pass-through* decorrente do ambiente inflacionário – Arellano e Bond Exógeno

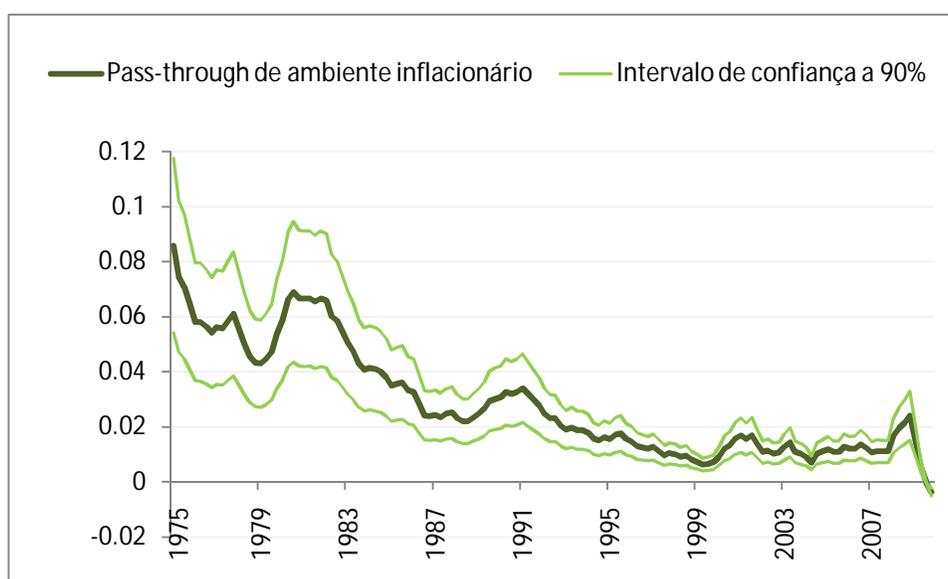


Figura 13 – *Pass-through* decorrente do ambiente inflacionário – Arellano e Bond Endógeno

Os gráficos acima expõem como o ambiente inflacionário diminuiu o repasse cambial nos últimos trinta e cinco anos, considerando a média período a período da defasagem da inflação acumulada em um ano. Assim, percebe-se que este fator foi responsável por uma redução no *pass-through* de curto prazo em torno de oito pontos percentuais, segundo o modelo de Arellano e Bond com a taxa de câmbio endógena. Nota-se, ainda, que a alteração se apresenta estatisticamente

significante e que o comportamento do repasse ao longo do tempo é bastante semelhante ao exposto para janelas de dez e quinze anos nos modelos sem interação de termos da seção (4.1) e do apêndice 03. Em conjunto, estas evidências ajudam a corroborar a hipótese teórica de que taxas de inflação mais moderadas tiveram um papel determinante na redução do repasse cambial, indicando, ainda, que para períodos recentes o *pass-through* está próximo de zero.

4.3 Modelo com interação de variáveis ao longo do tempo

Além de fornecer uma estimativa direta sobre a importância do ambiente inflacionário como determinante do *pass-through*, o modelo com interação de termos pode, ainda, ser estimado ao longo do tempo. Ou seja, é possível que o coeficiente (λ_2) obtido em (17) não seja constante em todo período amostral.⁵⁶ Embora não existam estudos na literatura que investiguem a estabilidade do parâmetro de ambiente inflacionário, é possível explorar em que medida alguns períodos de desinflação foram mais importantes que outros para a diminuição do repasse cambial.

Neste sentido, pode-se considerar que coeficientes mais elevados e estatisticamente significantes seriam encontrados para janelas em que há reduções mais acentuadas do *pass-through*, sendo tais declínios decorrentes de alterações no ambiente de inflação. Por outro lado, coeficientes menores e não significantes representariam momentos em que o *pass-through* não diminuiu ou cuja queda não foi determinada pela transição para taxas de inflação mais baixas. Deste modo, as estimações ao longo do tempo para (λ_2) indicariam em quais períodos as mudanças de ambiente inflacionário agiram de maneira mais intensa para a redução do repasse cambial. A seguir são apresentados os resultados para o termo de interação em janelas de 10 anos, conforme o método utilizado:

⁵⁶ Esta é uma vantagem adicional perante os estudos convencionais que estimam o repasse em séries de tempo para uma amostra de países e depois regridem os coeficientes encontrados contra a inflação média para cada um deles em uma análise de *cross-section*.

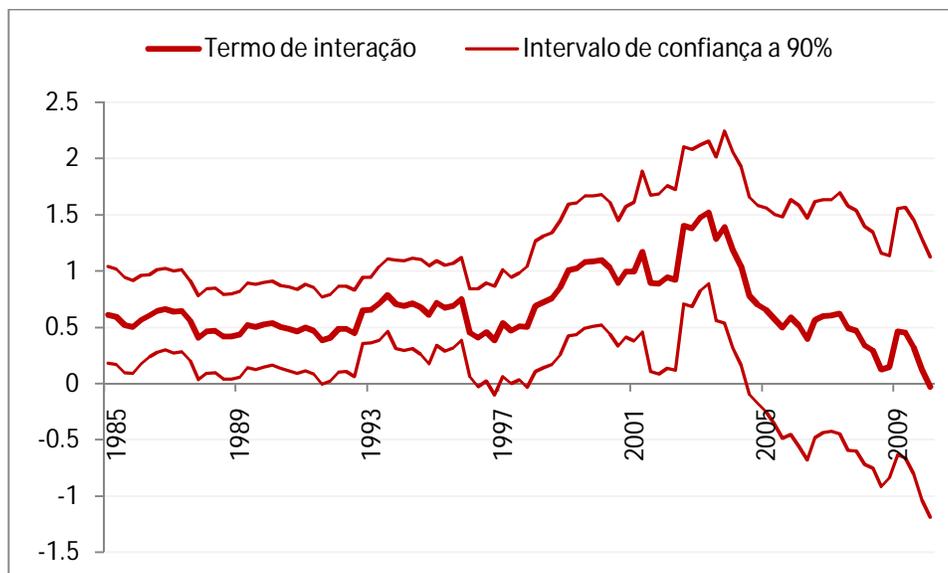


Figura 14 – Termo de ambiente inflacionário – Efeito Fixo

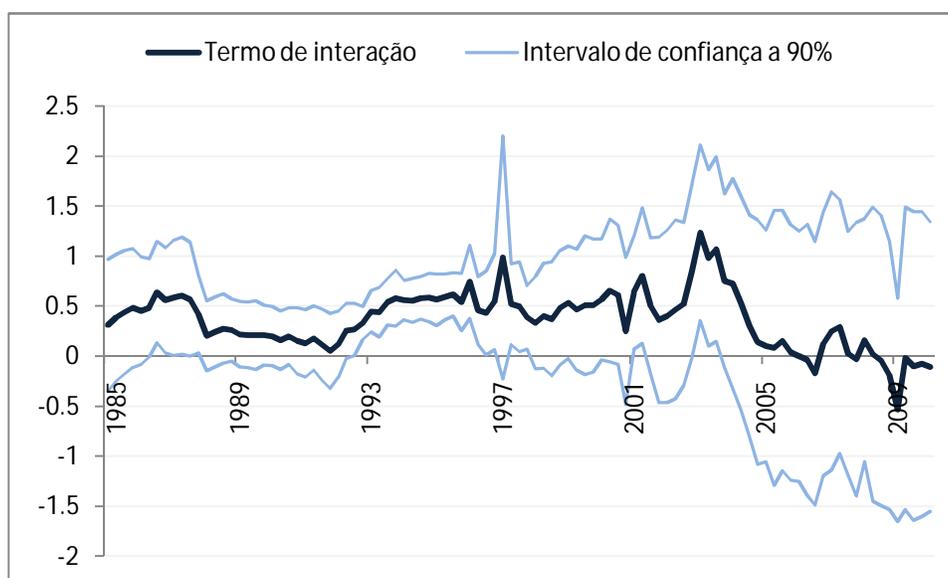


Figura 15 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Exógeno

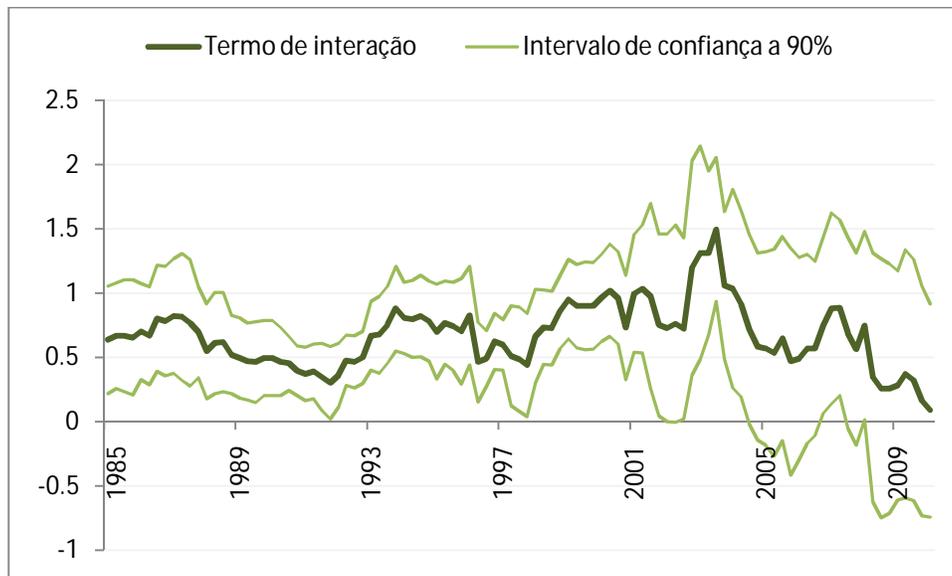


Figura 16 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Endógeno

As figuras anteriores indicam que o parâmetro de ambiente inflacionário é bastante estável ao longo do tempo para as três técnicas de estimação consideradas, embora algumas peculiaridades sejam notadas para os diferentes modelos. Nesse sentido, percebe-se que para efeito fixo o coeficiente é significativo por quase todo o intervalo amostral, indicando que o processo de desinflação foi fator relevante para redução do *pass-through* na maioria dos períodos considerados.

O modelo de Arellano e Bond, por sua vez, apresenta resultados um pouco diferentes, conforme a opção feita para a taxa de câmbio. Quando esta é considerada exógena, o termo de interação apresenta significância estatística para janelas restritas ao intervalo de 1982 a 1997, embora seja relativamente estável para a maior parte da amostra.⁵⁷ Em contrapartida, para o câmbio endógeno são encontrados resultados similares aos obtidos em efeito fixo, com (λ_2) se apresentando significativo em praticamente todo o horizonte da amostra, exceto nos últimos anos.

Embora as três abordagens difiram em alguns aspectos, é importante atentar para tendências comuns visualizadas em todas elas. É possível notar, por exemplo, que janelas com dados entre 1982 e 1997 (representadas no gráfico pelo intervalo de 1992 a 1997) apresentam coeficientes

⁵⁷ É relevante lembrar que janelas com dados entre 1982 e 1997 são visualizadas no gráfico como janelas que finalizam entre 1992 e 1997.

fortemente significantes em todos os três modelos testados, sugerindo que neste período se verificaram as maiores alterações no repasse cambial em decorrência de mudanças no ambiente inflacionário. Do mesmo modo, atenção especial deve ser dada às *rolling windows* que terminam nos últimos cinco anos dos dados. Estas apresentam, por vezes, parâmetros declinantes e não significativos, sobretudo para Efeito Fixo e Arellano e Bond Exógeno. Em tais casos, a redução do *pass-through* já havia se concretizado e as taxas de inflação apresentavam pouca variabilidade, pois se encontravam em patamares reduzidos ao longo de todo o período considerado.⁵⁸ Este cenário de estabilidade permitiu que o coeficiente de interação estivesse próximo de zero e fosse não significativo em alguns momentos.

A análise das estimações em janelas de 15 anos (apresentadas no Apêndice 03) ajuda a confirmar a impressão anteriormente citada para períodos recentes. Neste caso, os coeficientes são mais altos e significantes devido à incorporação de dados mais antigos, caracterizados por um *pass-through* mais elevado e pelo processo de desinflação que algumas economias desenvolvidas ainda vivenciavam à época. Na verdade, quando se considera este horizonte de uma década e meia, o parâmetro de ambiente inflacionário se apresenta ainda mais estável e com menor desvio padrão ao longo de toda a amostra, devido à maior variabilidade da inflação acumulada. É relevante notar também que os três modelos possuem coeficientes significantes para janelas com dados entre 1982 e 2002 (representadas no gráfico pelo intervalo de 1997 a 2002). Isto ajudar a ratificar o fato apontado anteriormente de que alterações observadas no ambiente inflacionário entre os anos oitenta e noventa foram determinantes para a redução do repasse cambial.⁵⁹

De um modo geral, esta seção propôs uma abordagem distinta, em que é verificado o comportamento do coeficiente λ_2 . Embora não existam indicações teóricas sobre como ele possa ter se oscilado, uma hipótese a ser investigada é de que alterações de ambiente inflacionário se mostraram mais importantes em alguns períodos que em outros para a redução do parâmetro de *pass-through*. Os resultados encontrados aqui apontam para um (λ_2) relativamente estável, mas

⁵⁸ Nas figuras 3 e 4 da seção de descrição dos dados é possível observar que a inflação é baixa e bastante estável a partir de 1995.

⁵⁹ Observe que a em janelas de 15 anos o coeficiente é significativo até 2002, enquanto para janelas de 10 anos este processo vale até 1997. Na verdade, isto já era esperado, pois ambos os casos apresentam o mesmo período inicial de inflação alta (1987) e o período final representa taxa de inflação estáveis e similares para as duas janelas (1997 e 2002).

com maior significância estatística para janelas que envolvam os anos oitenta e noventa. Este fato sugere que a transição para taxas de inflação mais baixas foi fator importante ao longo do todo o período analisado, exceto nos anos dois mil em que repasse cambial e inflação já se encontravam em patamares bastante reduzidos. Estas evidências convergem qualitativamente aos indícios encontrados na seção (4.1) de que o *pass-through* declinou principalmente até o final dos anos noventa, sendo bastante estável nos períodos que se seguiram.

5 CONCLUSÃO

O estudo da transmissão de oscilações cambiais para os preços é um assunto de grande interesse para a formulação de política econômica. Esta importância é ainda maior atualmente em que muitos bancos centrais adotam regimes de metas de inflação. Nesse sentido, crises cambiais vivenciadas nas últimas duas décadas suscitaram o receio de que diversos países poderiam enfrentar um aumento substancial de suas taxas de inflação. A surpreendente estabilidade dos preços domésticos, no entanto, chamou a atenção de economistas e pesquisadores. Estes se perguntavam se o repasse cambial poderia ter diminuído e, mais especificamente, qual seria a principal razão deste fato. Dentre as diversas possibilidades apontadas, destacou-se a de Taylor (2000), que salienta o ambiente de baixa inflação como razão fundamental para a redução do *pass-through*. Deste modo, o autor argumenta que em situações de preços relativamente estáveis, as firmas se defrontam com maiores dificuldades para repassar aumentos de custos, como aqueles oriundos de depreciações cambiais.

A partir desta idéia teórica simples, a literatura macroeconômica passou analisar empiricamente a hipótese de Taylor. Diversas técnicas de identificação foram propostas, principalmente através do uso de séries temporais. Esta dissertação difere dos estudos convencionais ao fazer uma análise de dados em painel dinâmico com o uso de *rolling windows*. Os resultados apontam para uma redução substancial do repasse cambial em economias desenvolvidas, com o efeito de curto prazo declinando de cerca de 9% nas janelas iniciais para menos de 3% em períodos recentes. Para o coeficiente de repasse de longo prazo, é encontrado resultado semelhante, apontando a redução de um valor máximo de 13% para algo em torno de 3%.

De um modo geral, estes resultados são bastante próximos aos encontrados por estudos anteriores. Embora existam pequenas diferenças na literatura com relação à magnitude do coeficiente de *pass-through*, conforme a metodologia e a amostra temporal escolhidas, estes trabalhos, assim como a presente dissertação, convergem qualitativamente ao indicarem uma redução do repasse cambial ao longo do tempo.

No entanto, a análise feita aqui enriquece a literatura em dois aspectos principais: primeiro ao fornecer evidências do declínio do *pass-through* em estimações por janelas. Tais resultados dificilmente são encontrados em *rolling windows* para séries de tempo, devido aos elevados desvios padrões obtidos para os parâmetros.⁶⁰ Em segundo plano, por indicar que o coeficiente de repasse à inflação doméstica se manteve estável ao longo dos primeiros anos deste século. Como os principais estudos sobre o tema utilizaram uma amostra que se encerra por volta de 2001 ou 2002, neles a estabilidade do *pass-through* nos últimos anos permanecia como uma questão a ser respondida.

Para a identificação de potenciais determinantes do repasse cambial, é estimado um modelo com termos interagidos. Neste caso, a variável que controla pelo ambiente inflacionário é a única estatisticamente significativa, mesmo quando outros fatores como hiato do produto e desvio da taxa de câmbio real são incluídos. O coeficiente encontrado indica que a transição para preços mais estáveis reduziu significativamente o *pass-through*. Por fim, a análise deste mesmo coeficiente ao longo do tempo sugere que o processo de desinflação ocorrido durante as décadas de oitenta e noventa foi fator determinante para a redução do repasse cambial, corroborando a diminuição encontrada neste período para modelos sem interação de termos. Para janelas que contenham dados dos últimos anos, o termo de ambiente inflacionário não se apresenta estatisticamente significativa. Suspeita-se que isto ocorre porque tanto o *pass-through* como as taxas de inflação já se encontravam em patamares substancialmente reduzidos no período recente, frutos de um mesmo ambiente inflacionário estável ao longo de todo este intervalo.

Uma ressalva importante apontada por Taylor (2000) é de que a redução do *pass-through* decorrente de um ambiente de inflação mais baixo pode não ser uma conquista permanente, caso as condições macroeconômicas se deteriorem novamente no futuro. Deste modo, como o ambiente macroeconômico mostrou-se um importante determinante do repasse cambial para os diversos países no período considerado (1975-2009), o retorno para taxas elevadas de inflação possivelmente aumentaria o *pass-through*, tornando mais difícil o próprio controle dos preços. Nesse sentido, ressalta-se a importância da atuação austera da autoridade monetária, que deve estar vigilante a possíveis mudanças de cenário econômico.

⁶⁰ Ver, por exemplo, Ihrig et al. (2006).

REFERÊNCIAS

AHN, Seung; SCHMIDT, Peter. *Efficient estimation of models for dynamic panel data*. **Journal of Econometrics**. Vol. 68, p. 5-27, 1995.

ANDERSON, T.W.; HSIAO, Cheng. *Formulation and estimation of dynamic models using panel data*. **Journal of Econometrics**. Vol. 18, n. 18, p. 47-82, 1981.

ARELLANO, Manuel.; BOND, Sepsen. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. **Review of Economic Studies**. Vol.58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*. **Journal of Econometrics**. Vol. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BACCHETTA, Philippe.; van WINCOOP, Eric. *Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates?* **Journal of the European Economic Association**. Vol. 1, n. 2-3, p. 662-670, 2003.

BAILLIU, Jeannine; FUJII, Eiji. *Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation*. **Bank of Canada Working Paper Series**. n. 21, 2004.

BALTAGI, Badi. *Dynamic Panel Data Models*. in Badi Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**: John Wiley & Sons Ltd, Chichester, 2005.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*. **Journal of Econometrics**. Vol. 87, p. 115-143, 1998.

BORENZSTEIN, Eduardo; DE GREGORIO, José. *Devaluation And Inflation After Currency Crisis*. **International Monetary Fund**, 1999.

BURSTEIN, Ariel T. et al. *Why are rates of inflation so low after large devaluations?* **NBER Working Paper Series**. n. W8748, 2002.

BURSIDE, Craig et al. *Government finance in the wake of currency crisis*. **Journal of Monetary Economics**. N. 53, p. 401-440, 2006.

CAMPA, José Manuel.; GOLDBERG, Linda. *Exchange rate pass-through into import prices*. **The Review of Economics and Statistics**. Vol. 87, n. 4, p. 679-690, 2005.

CHOUHDRI, Ehsan. et al. *Explaining the exchange rate pass-through in different prices. Journal of International Economics*. Vol. 65, p. 349-374, 2005.

CHOUHDRI, Ehsan; HAKURA, Dalia. *Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? Journal of International Money and Finance*. Vol. 25, p. 614-639, 2006.

CLARIDA, Richard. et al. *Monetary policy rules in practice: some international evidence. European Economic Review*. Vol. 42, p. 1033-1067, 1998.

DEVEREUX, Michael B. et al. *Endogenous exchange rate pass-through when nominal prices are set in advance. Journal of International Economics*. Vol. 63, p. 263-291, 2004.

DEVEREUX, Michael B.; YETMAN, James. *Price-setting and exchange rate pass-through: theory and evidence. Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper Series*. n. 22, 2002.

EICHENGREEN, Barry. *A Globalização do Capital: Uma História do Sistema Monetário Internacional. Editora 34*, São Paulo, 2000.

FRANKEL, Jeffrey et al. *Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? NBER Working Paper Series*. n. w11199, 2005.

GAGNON, Joseph E.; IHRIG, Jane. *Monetary policy and exchange rate pass-through. International Journal of Finance and Economics*. Vol. 9, p. 315-338, 2004.

GOLDBERG, Pinelopi K.; KNETTER, Michael. *Goods prices and exchange rates; What have we learned? Journal of Economic Literature*. Vol. 35, p.1243-1272, 1997.

GOLDFAJN, Ilan; VALDÉS, Rodrigo. *The Aftermath of Appreciations. Quarterly Journal of Economics*. Vol. 114, n. 1, p. 229-262, 1999.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio. *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Banco Central do Brasil Working Paper Series*. n. 5, 2000.

IHRIG, Jane et al. *Exchange rate pass-through in the G-7 countries. International Finance Discussion Papers*. N. 851, 2006.

IM, Kyung So et al. *Testing for unit root in heterogeneous panels. Journal of Econometrics*. Vol. 115, p.53-74, 2003.

ISLAM, Nazrul. *Growth Empirics: A panel data approach. The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

JUDD, John; TREHAN, Bharat. *Has the FED gotten tougher on inflation? Federal Reserve Bank of San Francisco Weekly Letter*. N. 95-13, 1995.

JUDSON, Ruth A.; OWEN, Ann L.. *Estimating dynamic panel data models: a practical guide for macroeconomists. Economic Letters*. Vol. 65, p. 9-15, 1999.

KREININ, Mordechai E. *The effect of exchange rate changes on the prices and volume of foreign trade. IMF Staff Papers*. Vol.24, n. 2, p. 297-329, 1977.

LAFÈCHE, Thérèse. *The impact of exchange rate movements on consumer prices. Bank of Canada Review*. P. 21-32, 1996.

LEVIN, Andrew et al. *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. Journal of Econometrics*. Vol. 108, p. 1-24, 2002.

MAGEE, Sephen P. *Currency contracts, pass-through and devaluation. Brookings Papers on Economic Activity*. Vol.1, p. 303-323, 1973.

MARAZZI, Mario et al. *Exchange rate pass-through to U.S. import prices: some new evidence. International Finance Discussion Papers*. N. 833, 2005.

McCARTHY, Jonathan. *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. Eastern Economic Journal*. Vol. 33, n.4, 2007.

MENON, Jayant. *Exchange rate pass-through. Journal of Economic Survey*. Vol. 9, p. 197-231, 1995.

MIHAILOV, Alexander. *Exchange Rate Pass-through to prices in macro data: A comparative sensitivity analysis. International Journal of Finance and Economics*. N. 14, p. 346-377, 2009.

MINELLA, Arnildo S.; CORREA, André. *Non-linear mechanisms of Exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. Banco Central do Brasil Working Paper Series*. N. 122, 2006.

MISHKIN, Frederic S. *Inflation dynamics. NBER Working Paper Series* 13147, 2007.

MISHKIN, Frederic S.. *Exchange rate pass-through and monetary policy. NBER Working Paper Series*. N. W13889, 2008.

MUINHOS, Marcelo K. *Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. Banco Central do Brasil Working Paper Series*. N 26, 2001.

NICKELL, Stephen. *Biases in dynamic models with fixed effects. Econometrica*, Vol. 49, n. 6, 1417-1426, 1981.

NOGUEIRA JUNIOR, Reginaldo P. *Inflation targeting and exchange rate pass-through. Economia Aplicada*. Vol. 11, n.2, p. 189-208, 2007.

NOGUEIRA JUNIOR, Reginaldo P. *Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship? Revista Brasileira de Economia*. V.64, n.1, p.49-56, 2010.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. *Exchange rate dynamics redux. Journal of Political Economy*. Vol. 103, n. 3, p. 624-660, 1995.

OLIVEI, Giovanni P. *Exchange rates and prices of manufacturing products imported into the United States. New England Economic Review*. First Quarter, p. 3-18, 2002.

OTANI, Akira et al. *The decline in the exchange rate pass-through: Evidence from Japanese Import Prices. Monetary and Economic Studies*. N 21, p. 53-81, 2003.

POLLARD, Patricia S.; COUGHLIN, Cletus C. *Size Matters: Asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. University of Nottingham Research Paper*. N. 13, 2004.

ROODMAN, David. *How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. The Stata Journal*. Vol.9, p. 86-136, 2009.

RUUD, Paul A. *Classical Econometrics*. New York: **Oxford University Press**. 2000.

SEKINE, Toshitaka. *Time-varying exchange rate pass-through experiences of some industrial countries. BIS Working Paper Series*. N. 202, 2005.

TAYLOR, John B. *A historical analysis of monetary policy rules*. in John B. Taylor, **Monetary Policy Rules**, University of Chicago Press. 1999.

TAYLOR, John B. *Low Inflation, pass-through and the pricing power of firms. European Economic Review*. Vol. 44, p. 1389-1408, 2000.

WINDMEIJER, Frank. *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. Journal of Econometrics*. Vol. 126, p. 25-51, 2005.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data. The MIT Press*, Massachussets, 2002.

APÊNDICES

APÊNDICE 01 – O MODELO DE TAYLOR

APÊNDICE 02 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

APÊNDICE 03 – ESTIMAÇÕES PARA JANELAS FIXAS DE 15 ANOS

APÊNDICE 04 – TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO DE SEGUNDA ORDEM

APÊNDICE 01 – O MODELO DE TAYLOR

Neste apêndice é exposto sucintamente o modelo de Taylor (2000), no qual economias com patamares de inflação mais baixos apresentam uma menor persistência nas elevações de custos, resultando em menor *pass-through* cambial.

Considere uma firma vendendo um produto diferenciado em algumas dimensões com relação a outros bens e que a função utilidade dos consumidores incorpore esta diferença. Neste caso, o argumento de Taylor é baseado no modelo de preços com função linear de demanda dada por:

$$y_t = \epsilon_t - \beta(x_t - p_t) \quad (\text{A.1})$$

Onde y_t representa a produção de certo bem da firma, x_t denota o seu preço, p_t é o preço médio de outros bens produzidos por empresas concorrentes e ϵ_t é uma mudança aleatória na demanda, que no modelo de Taylor não tem o seu valor esperado necessariamente igual a zero. O parâmetro β representa o inverso do poder de mercado da firma, de modo que seu valor crescente represente uma diminuição no poder de mercado. No caso extremo em que β tende para o infinito, aproxima-se de uma situação de concorrência perfeita.

Suponha que a firma estabeleça preços para quatro períodos subseqüentes e o modifique somente após decorrido este intervalo. Dado um custo marginal representado por c_t , então o lucro esperado em t para estes períodos futuros é dado por:⁶¹

$$\sum_{i=0}^3 E_t(x_t y_{t+i} - c_{t+i} y_{t+i}) \quad (\text{A.2})$$

A firma maximiza o lucro tendo os preços de outras empresas como dado. Deste modo, substituindo (A.1) em (A.2) e diferenciando com relação a x_t , temos a solução ótima para os preços dada pela seguinte equação:

⁶¹ Por simplicidade o fator de desconto é considerado igual a um, o que é uma boa aproximação para intervalos de formação de preços de um ano ou menos, conforme apontado por Taylor (2000).

$$x_t = 0,125 \sum_{i=0}^3 (E_t c_{t+i} + E_t p_{t+i} + E_t \epsilon_{t+i} / \beta) \quad (\text{A.3})$$

A equação (A.3) para uma firma que importa produtos do exterior e os vende no mercado local apresenta algumas implicações para o repasse cambial. A primeira delas é de que mudanças no preço dependem de quão permanentes são as alterações no câmbio. Variações cambiais afetam o custo marginal, induzindo a firma a mudar o seu preço de venda. Neste caso, o preço é função não somente do custo marginal corrente, mas de uma média dos seus valores para os próximos períodos. Isto significa que mudanças temporárias no câmbio levam a pequenos acréscimos nos preços, representando um baixo *pass-through*.

Além disso, a equação mostra que o preço cobrado pela firma é função daquilo que é feito pelas outras empresas. Deste modo, quando é esperada uma queda persistente no preço das concorrentes, a firma também deve abaixar o valor cobrado pelo seu produto. Assim, mesmo em casos de depreciação da moeda e a conseqüente elevação nos custos de importação, a firma pode tentar evitar repassar acréscimos nos preços, pois deseja manter sua participação no mercado. Por fim, uma mudança na curva de demanda leva a uma mudança nos preços, que depende da inclinação da função demanda, β . Uma diminuição do poder de mercado, representado por maiores valores de β , reduz a capacidade da firma em alterar o preço do seu produto em resposta a choques de demanda.

Uma maneira de se ver como o impacto do custo marginal sobre preços depende do fato desta variação ser permanente ou não consiste em supor que o custo marginal segue um modelo auto-regressivo de primeira ordem, dado por:

$$c_t = \rho c_{t-1} + u_t \quad (\text{A.4})$$

Neste caso, o coeficiente de *pass-through* é igual a $0,125(1 + \rho + \rho^2 + \rho^3)$, fazendo com que a menor persistência dos custos (menor ρ) diminua a magnitude do repasse cambial. Empiricamente, Taylor (2000) acredita que a persistência de mudanças nos custos marginais esteja relacionada com a persistência da inflação agregada. Assim, em um ambiente macroeconômico de grande estabilidade de preços, a elevação dos custos marginais terá menor

persistência que em um ambiente de grande volatilidade inflacionária. O mesmo é válido para um aumento de custo marginal em decorrência de uma desvalorização cambial. Em tal situação, uma economia com baixas taxas de inflação dificilmente enfrentará uma depreciação nominal persistente, pois isto levaria a taxa de câmbio real para fora do equilíbrio por um período prolongado.⁶²

⁶² Para que este raciocínio seja válido considera-se que a inflação externa esteja dentro de níveis razoáveis.

APÊNDICE 02 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Como a estrutura dos painéis utilizados possui até 140 períodos, problemas relativos a séries de tempo podem surgir na análise econométrica. Um modo de se avaliar esta questão consiste na realização de testes de raiz unitária como o de Levin, Lin e Chu (2002). Os autores se baseiam na metodologia de Dickey-Fuller para desenvolver um teste em painel que permite a presença de um termo de tendência ($\alpha_{1i}t$) e de efeitos individuais (α_{0i}). O modelo assume coeficientes autorregressivos homogêneos entre indivíduos, ou seja, $\rho_i = \rho$ para todo i , e testa a hipótese nula de uma raiz unitária ($H_0: \rho_i = \rho = 0$), contra a alternativa de estacionariedade ($H_A: \rho_i = \rho < 0$) para todas as unidades de *cross-section*.⁶³

$$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + u_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{A.5})$$

Assim, ao impor uma restrição *cross-equation* no coeficiente de autocorrelação parcial de primeira ordem sob a hipótese nula, este procedimento apresenta maior poder que um teste de raiz unitária empregado separadamente para cada indivíduo. Levin, Lin e Chu (2002) argumentam também que o teste proposto é ideal para painéis de tamanho moderado, isto é, em que $10 < N < 250$ e $25 < T < 250$. Deste modo, sua aplicação ao modelo de *pass-through* torna-se bastante interessante.

Alternativamente a metodologia anterior, o teste IPS (Im, Pesaran e Shin; 2003) fornece um procedimento mais flexível em que é permitida a presença simultânea de séries estacionárias e não estacionárias (ρ_i pode diferir entre indivíduos). Neste caso, testa-se se todas as séries têm raiz unitária contra a alternativa de que ao menos uma delas é estacionária.

$$H_0: \rho_i = 0, \text{ para todo } i$$

$$H_A \begin{cases} \rho_i = 0, & \text{para } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i < 0, & \text{para } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases} \text{ com } 0 < N_1 \leq N$$

⁶³ Assim como o teste de Dickey-Fuller, é possível a inclusão de mais defasagens da variável dependente, que controlem pela presença de correlação serial nos erros.

Embora trabalhos anteriores não tenham indicado a presença de raiz unitária nas variáveis utilizadas para países desenvolvidos, é possível que determinadas séries sejam não estacionárias para alguns dos intervalos considerados nas janelas. Em especial, taxas de câmbio e de inflação podem apresentar raiz unitária, principalmente para períodos de maior volatilidade.

Adicionalmente as metodologias de LLC e IPS para painel, foi realizado o teste convencional de Dickey-Fuller em séries temporais. Os resultados das três metodologias com a inclusão de um termo de constante e até duas defasagens da variável testada (dependente) apontam para séries estacionárias a 5% de significância, seja qual for a extensão temporal analisada. Isto é, tanto na aplicação do teste em janelas de dez ou quinze anos, como no seu emprego para todo o intervalo amostral de 1975 a 2009, não há indicações da presença de raiz unitária nos dados.

APÊNDICE 03 – ESTIMAÇÕES PARA JANELAS FIXAS DE 15 ANOS

Os gráficos a seguir apresentam os resultados obtidos para o *pass-through* no curto prazo considerando o modelo sem interação de termos.

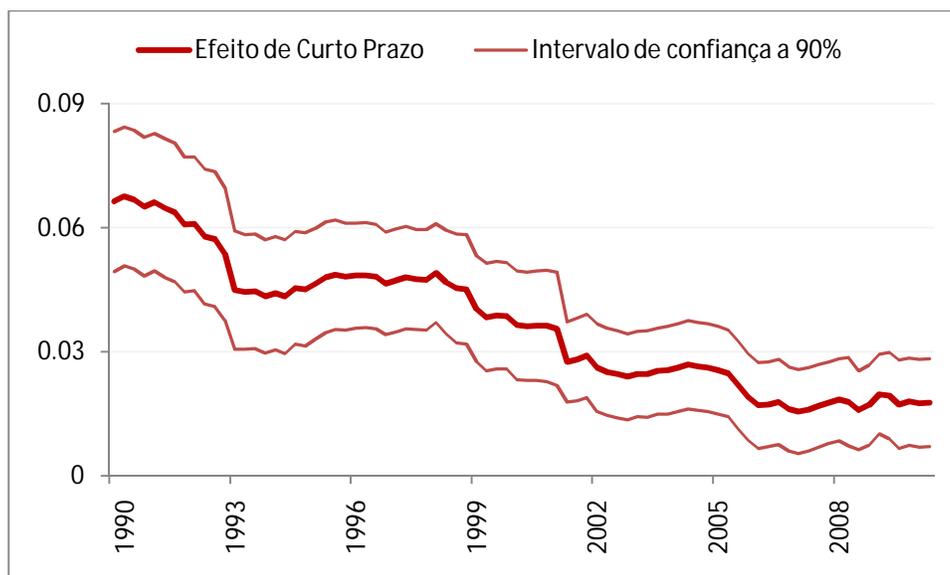


Figura 18 – *Pass-through* de Curto Prazo – Modelo de Efeito Fixo

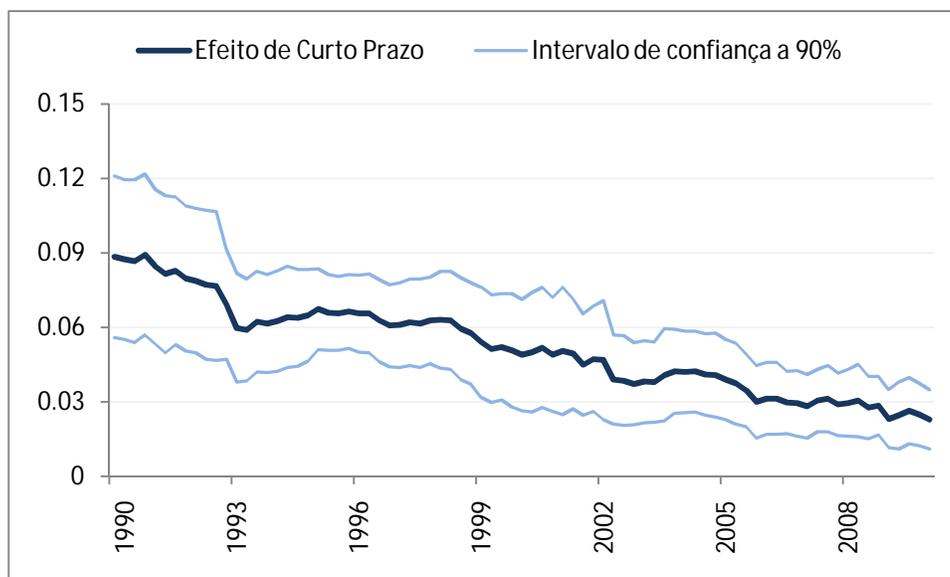


Figura 20 – *Pass-through* de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno

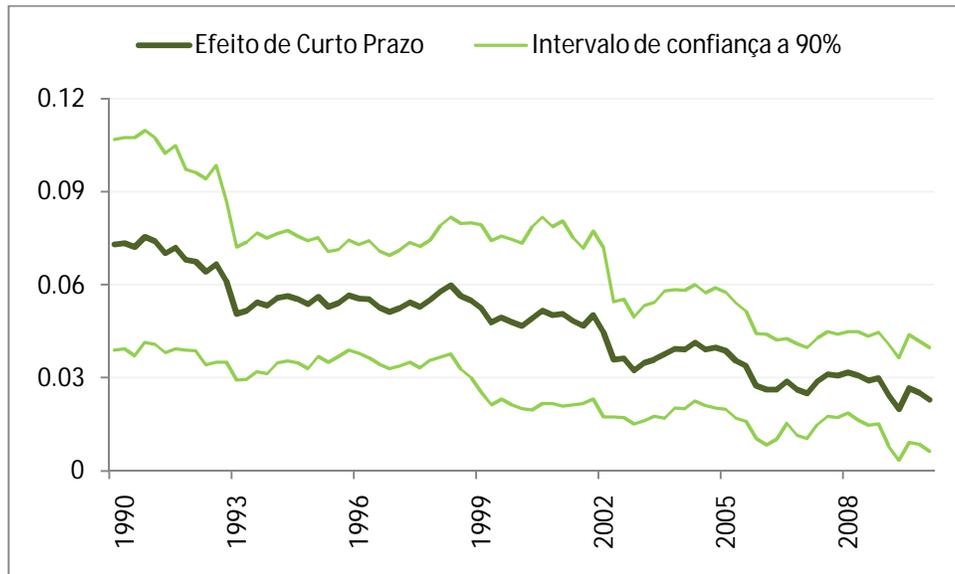


Figura 22 – *Pass-through* de Curto Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno

Agora são expostos os gráficos referentes ao efeito de longo prazo obtido para as janelas de 15 anos.

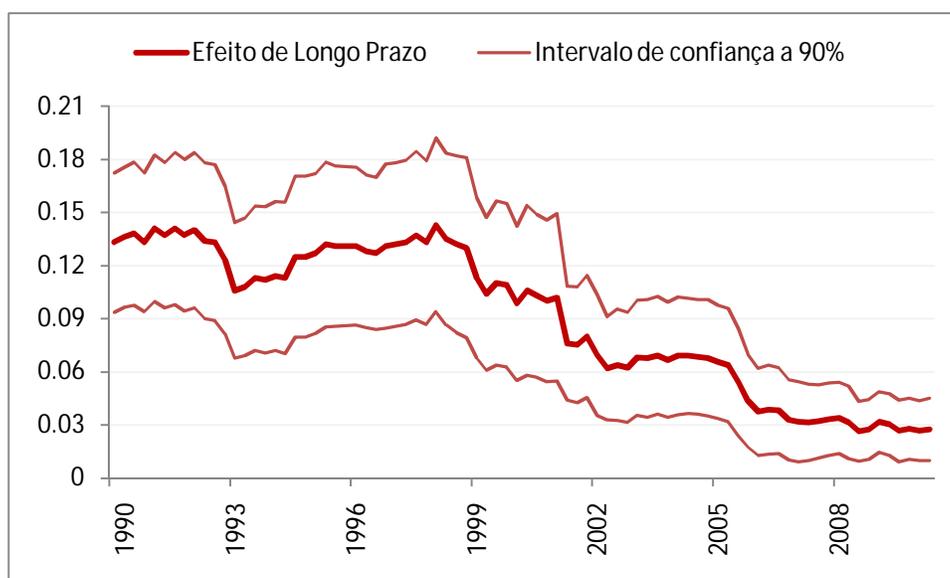


Figura 19 – *Pass-through* de Longo Prazo – Modelo de Efeito Fixo

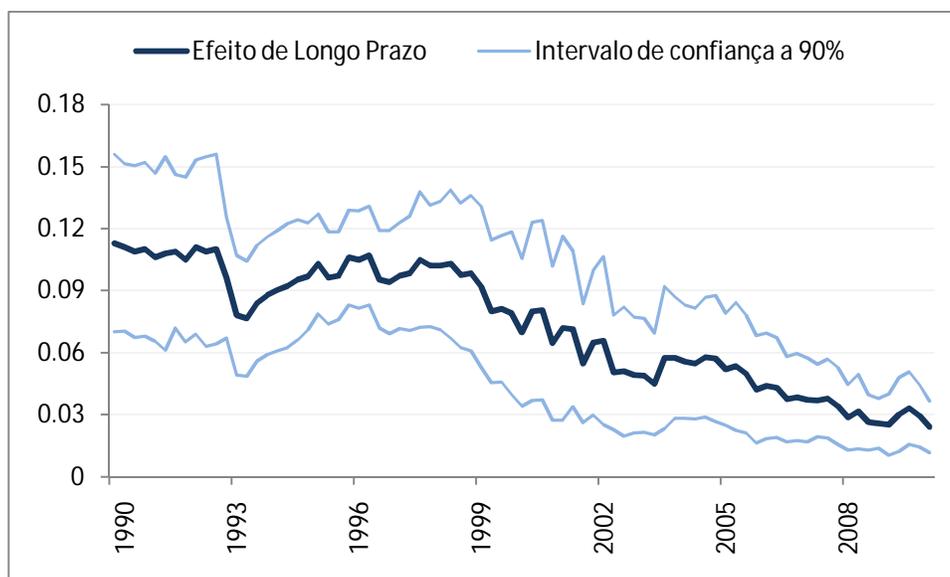


Figura 21 – *Pass-through* de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Exógeno

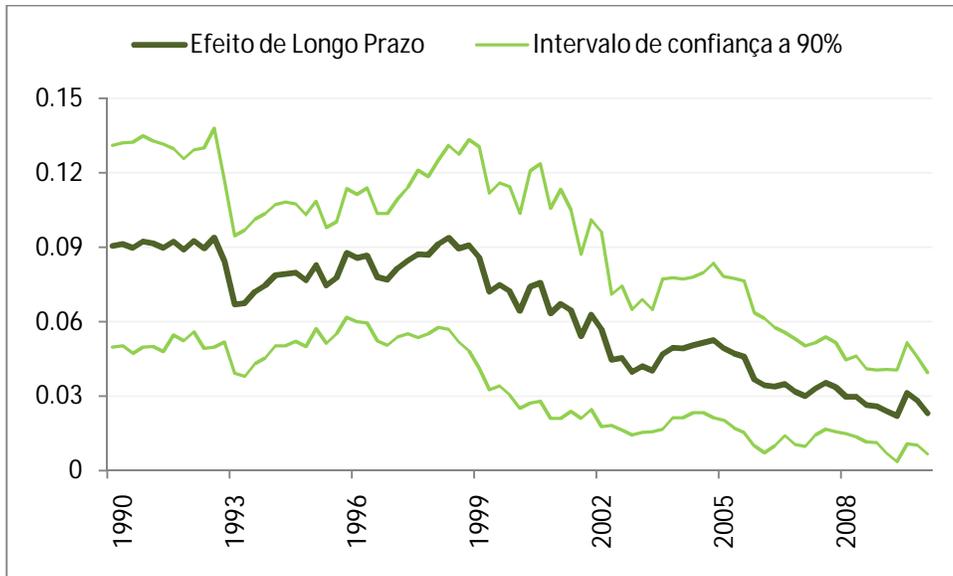


Figura 23 – Pass-through de Longo Prazo – Modelo de Arellano e Bond Endógeno

Por fim, são expostos os resultados para o termo de interação:

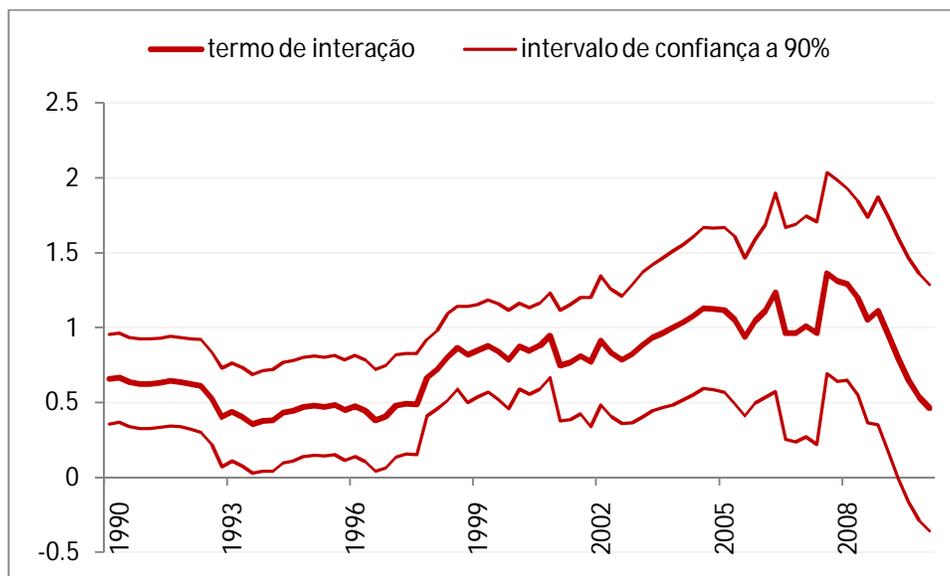


Figura 24 – Termo de ambiente inflacionário – Efeito Fixo

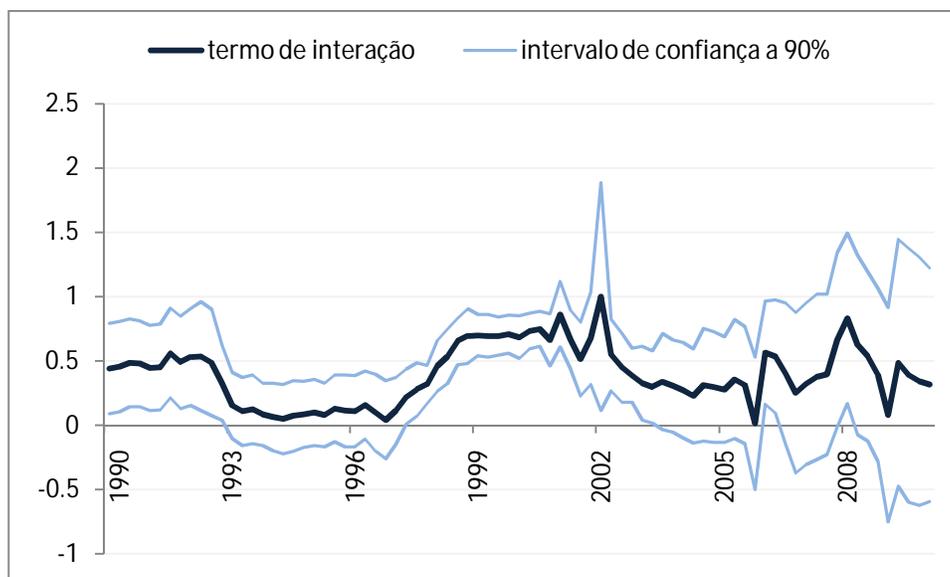


Figura 25 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Exógeno

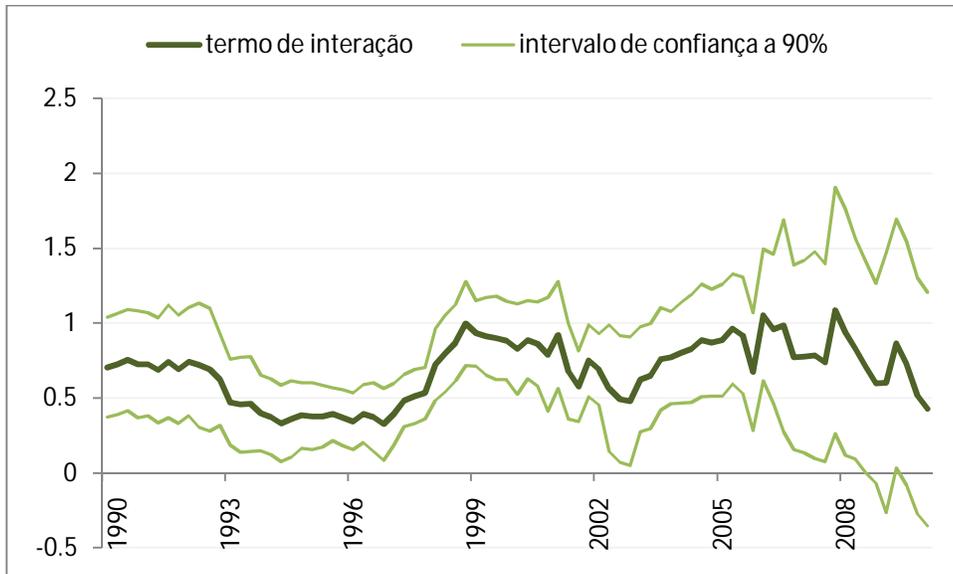


Figura 26 – Termo de ambiente inflacionário – Arellano e Bond Endógeno

APENDICE 04 – TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO DE SEGUNDA ORDEM

Apesar da técnica de Arellano e Bond remover o termo de efeito fixo, α_i , retirando uma fonte importante de autocorrelação, é possível que o erro idiossincrático, ε_{it} , se apresente correlacionado serialmente. Em tal circunstância, se ε_{it} for correlacionado em primeira ordem, então $y_{i,t-2}$ é endógeno a $\varepsilon_{i,t-1}$ no termo de diferenças, $\Delta\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$, fazendo com que a segunda defasagem da variável dependente seja um instrumento inválido.

Para analisar a presença de correlação serial no termo de erro idiossincrático, Arellano e Bond desenvolveram um teste aplicado diretamente aos resíduos em diferença. Como estes possuem sempre uma correlação de primeira ordem, visto que $\Delta\varepsilon_{it}$ é matematicamente relacionado à $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$ via $\varepsilon_{i,t-1}$, optou-se por analisar a existência de autocorrelação de segunda ordem. Em tal situação, é possível examinar se os resíduos em nível ($\varepsilon_{i,t-1}$) e ($\varepsilon_{i,t-2}$) são correlacionados serialmente através de suas participações em ($\Delta\varepsilon_{it}$) e ($\Delta\varepsilon_{i,t-2}$), respectivamente.⁶⁴

Assim, a seguinte estatística com distribuição assintoticamente normal é construída por Arellano e Bond:

$$\sqrt{N} \frac{1}{N} \sum_i \hat{E}_i^{-2} \hat{E}_i = \frac{1}{\sqrt{N}} \hat{E}^{-2} \hat{E} \quad (\text{A.6})$$

Sendo \hat{E}^{-2} a matriz de resíduos com duas defasagens e composta por zeros para $t \leq 2$. Para a estatística z de Arellano e Bond seguir uma distribuição normal, (A.6) é finalmente dividido pela sua variância. De tal modo, o teste considera que a expectativa do produto interno $\left(\frac{1}{\sqrt{N}} \hat{E}^{-2} \hat{E} \right)$ é igual a zero sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem.

Uma hipótese importante para a execução do teste se refere à ausência de correlação no termo de erro entre unidades de cross-section (i). Como salientado anteriormente, a inclusão de *dummies* de tempo na equação de *pass-through* mitiga este potencial problema, impedindo que os resíduos para os diferentes países sejam contemporaneamente correlacionados. Por outro lado, o teste de

⁶⁴ De uma maneira geral, correlação serial de ordem l em nível pode ser verificada ao se olhar para a correlação de $l+1$ no termo em diferença.

autocorrelação apresenta propriedades assintóticas, reduzindo sua aplicabilidade para estudos macroeconômicos, que envolvam dados para países. Apesar desta evidente limitação, ainda assim o teste de Arellano e Bond é mais poderoso que as metodologias de Hansen e Sargan para detectar potenciais instrumentos inválidos. Esta última, por sinal, necessita da hipótese de erros i.i.d. para que a estatística seja válida, tornando-a inaplicável para estimadores com variância robusta, como é o caso do GMM em diferença de um passo utilizado nesta dissertação. Os resultados para o teste de autocorrelação de Arellano e Bond em janelas de dez anos são apresentados a seguir:

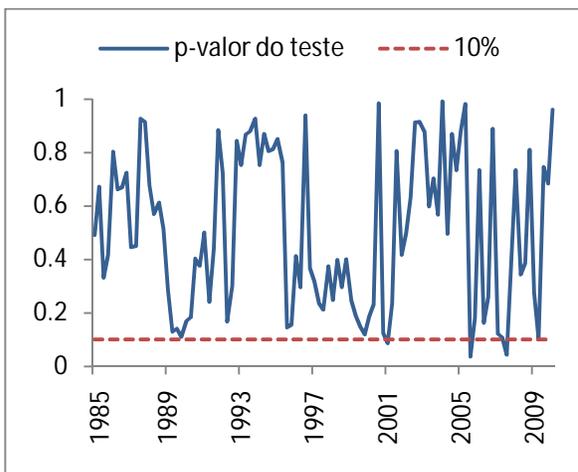


Figura 27 – Arellano & Bond Exógeno

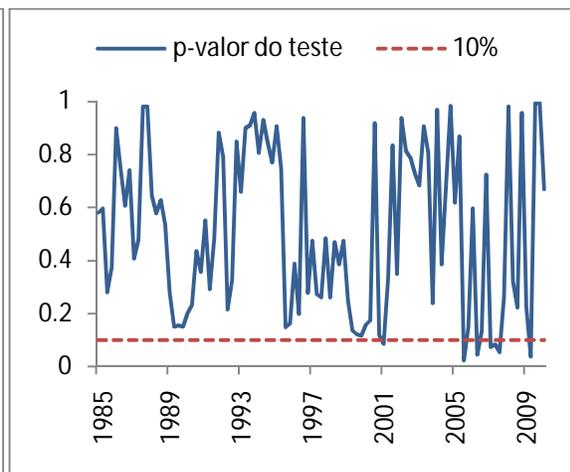


Figura 28 – Arellano & Bond Endógeno

Do mesmo modo, para janelas de quinze anos, temos:

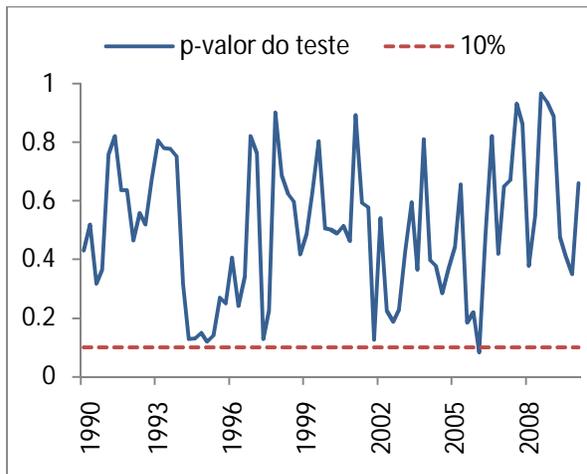


Figura 29 – Arellano & Bond Exógeno

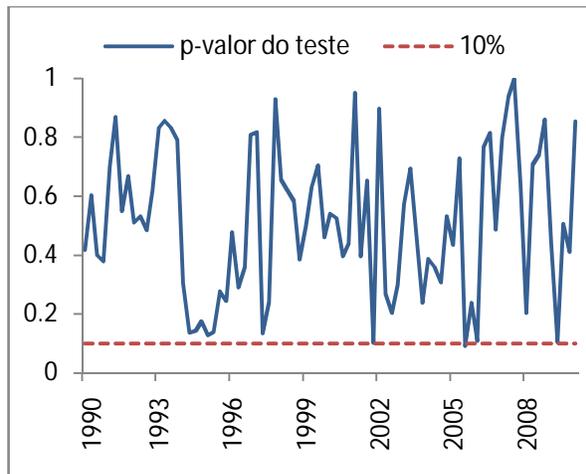


Figura 30 – Arellano & Bond Endógeno

O teste para o modelo com termos de interação em janelas de dez anos é apresentado a seguir:

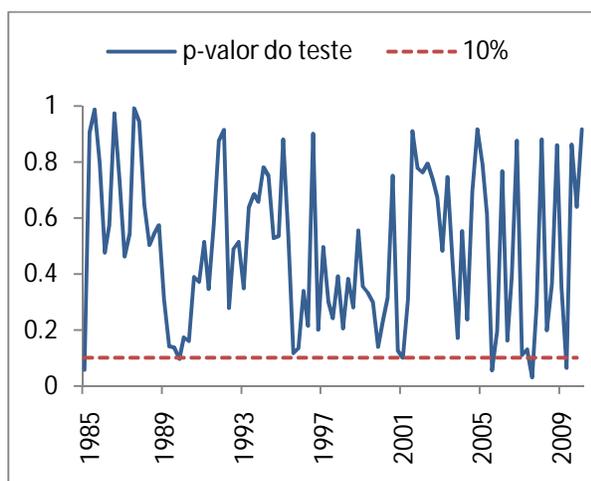


Figura 31 – Arellano & Bond Exógeno

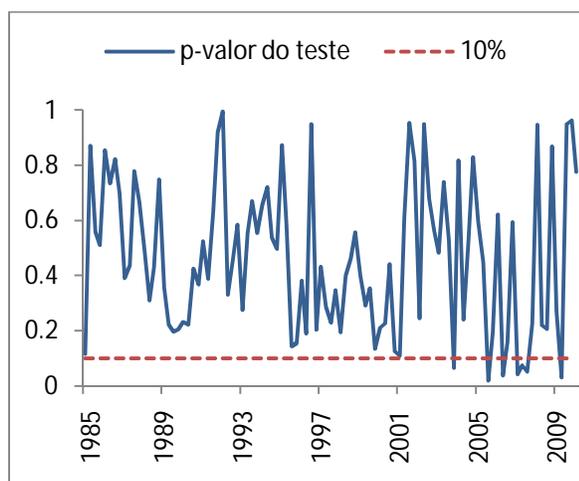


Figura 32 – Arellano & Bond Endógeno

Para o mesmo modelo com termos de interação em janelas de quinze anos, temos:

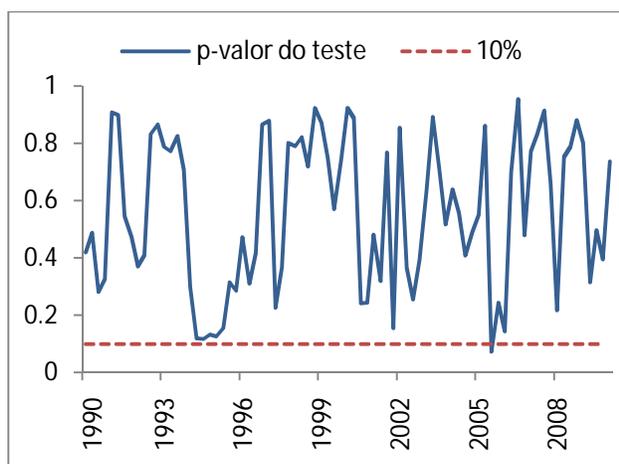


Figura 33 – Arellano & Bond Exógeno

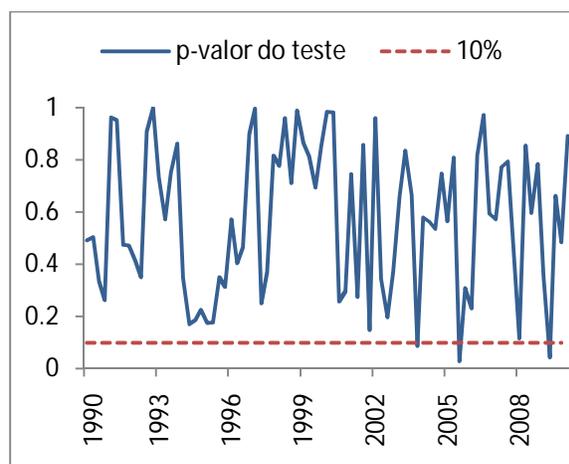


Figura 34 – Arellano & Bond Endógeno

Os resultados dos testes mostram que para quase todas as janelas consideradas o conjunto de instrumentos é válido. Em poucos casos, a hipótese nula de ausência de autocorrelação é rejeitada a 10% de significância. Assim, validam-se as estimações realizadas por GMM em diferença para a equação de *pass-through*.