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

**ENSAIOS APLICADOS DE MACROECONOMIA: TAXA DE CÂMBIO E
EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO**

Juan Pedro Jensen Perdomo

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2008

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. José Joaquim Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

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

JUAN PEDRO JENSEN PERDOMO

**ENSAIOS APLICADOS DE MACROECONOMIA: TAXA DE CÂMBIO E
EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO**

Tese 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 Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2008

Tese defendida e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

Perdomo, Juan Pedro Jensen

Ensaio aplicado de macroeconomia : taxa de câmbio e expectativas de inflação / Juan Pedro Jensen Perdomo. -- São Paulo, 2008.
89 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008
Bibliografia.

1. Taxa de câmbio 2. Inflação 3. Investimentos 4. Macroeconomia
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.456

À minha esposa Josi.

Agradeço ao professor e orientador Carlos Eduardo Soares Gonçalves pelo apoio e ajuda na elaboração deste trabalho.

Aos professores Márcio Issao Nakane e Mauro Rodrigues Júnior pelas críticas e sugestões no exame de qualificação.

Aos demais professores da FEA, pelo ensinamento dos últimos 15 anos, nos quais tive a oportunidade de fazer a graduação, o mestrado, e agora, o doutorado.

Agradeço aos meus colegas da FEA, em especial aos que me acompanharam em todas estas fases, Fernando Botelho, André Sacconato e Cláudia Viegas.

Também aos amigos e professores do Ibmecc-SP, onde aprendi a dar aula e onde cultivo grandes amizades.

À todos os amigos da Tendências Consultoria, pelas sugestões e apoio, durante todo o período de elaboração da tese. E por todas as discussões, onde continuo, todos os dias, a aprender um pouco mais de economia.

Enfim, agradeço a todos que de alguma forma contribuíram na minha formação de economista.

Mas agradeço especialmente aos meus pais e irmãos, que sempre me incentivaram a seguir por este caminho.

E outro agradecimento especial à minha esposa, que me apoiou, me compreendeu e me incentivou desde o início do doutorado.

RESUMO

Esta tese de doutorado consiste em três ensaios aplicados de macroeconomia. O primeiro ensaio retoma o clássico resultado do artigo de Meese e Rogoff (1983), em que os autores encontram fortes evidências de que nenhum modelo estrutural para a taxa de câmbio supera as projeções de um modelo *random walk*. Neste primeiro ensaio, comparamos o erro das projeções para a taxa de câmbio, efetuadas por bancos, instituições financeiras e consultorias econômicas, captadas no *ranking Top-5* do Banco Central do Brasil, com as projeções de um modelo *random walk* e um modelo estrutural, o de paridade não coberta de taxa de juros, para três horizontes de previsão. Os resultados mostram que o modelo *random walk* tem maior índice de acerto em comparação com os métodos utilizados pelas instituições participantes da pesquisa e em comparação ao método estrutural. Este índice de acerto aumenta com o prazo de projeção. O segundo ensaio trata dos determinantes das expectativas de inflação no Brasil. As expectativas de inflação são uma das mais importantes variáveis na determinação da inflação futura, determinando a condução da política monetária. Através de modelagem econométrica, encontramos que as variáveis que afetam as expectativas de inflação são: a) meta de inflação – é a variável mais importante, funcionando como âncora das expectativas; b) inflação passada; c) hiato do produto; d) taxa de câmbio; e) preços internacionais; e f) taxa de juros. Variáveis de política fiscal não parecem ser importantes na determinação das expectativas de inflação. O terceiro ensaio volta a tratar da taxa de câmbio, tratando de entender o impacto das desvalorizações do Real sobre o comportamento das empresas. Sabe-se que os impactos na atividade econômica de uma desvalorização cambial podem ser positivos ou negativos. Para as firmas, o benefício se dá em termos de competitividade, dada a redução nos custos. Mas, se as firmas tiverem dívida atrelada à moeda estrangeira, a desvalorização pode ter mais custos do que benefícios, dado as restrições à atuação das empresas via mercado de crédito. Este é o efeito de balanço patrimonial. Este terceiro ensaio trata de contribuir na identificação dos impactos destas desvalorizações sobre o comportamento dos investimentos de empresas brasileiras. Através de dados microeconômicos, os resultados das estimações não permitem concluir qual dos dois efeitos, de balanço patrimonial ou de competitividade, é mais importante. Entretanto, a separação da amostra em firmas de diferentes tamanhos evidencia um efeito de balanço patrimonial superior ao efeito de competitividade no caso de firmas grandes.

ABSTRACT

This doctoral thesis consists of three essays in applied macroeconomics. The first essay retakes the classic result of the article by Meese and Rogoff (1983), in which the authors found strong evidence that no structural model for the exchange rate surpasses the projections of a random walk model. In this first essay we compare the error of the projections for the exchange rate, effected by banks, financial institutions and economic consultants, caught in ranking Top-5 of the Brazilian Central Bank, with the projections of a random walk model and a structural model of uncovered interest parity for three horizons of forecast. The results show that the random walk model has greater index of rightness in comparison with the methods used for the participant institutions of the research and in comparison with the structural method. This index of rightness increases with the projection stated period. The second essay deals with the determinants of inflation expectations in Brazil. Expectations of inflation are one of the most important variables in determining the future inflation, determining the conduct of monetary policy. Through econometric modeling we find that the variables that affect inflation expectations are: a) inflation target – it is the most important variable, worked as anchor of expectations; b) past inflation; c) the product gap; d) exchange rate; e) international prices; and f) interest rate. Variables of fiscal policy do not seem to be important in the determination of inflation expectations. The third essay is once again dealing with the exchange rate, trying to understand the impact of the devaluation of the Real on corporate behavior. It is known that the impacts on economic activity of currency devaluation can be positive or negative. For firms, the benefit is given in terms of competitiveness, given the reduction in costs. But, if the firms have geared to the foreign currency debt, the devaluation may have more costs than benefits, given the restrictions on the performance of companies by market credit. This is the effect of balance sheet. This work comes to help in identifying the impact of these devaluations on the performance of the investments of Brazilian companies. Through microeconomic data, the results of the estimates can not conclude which of the two effects, balance sheet or competitiveness, is more important. Meanwhile, the separation of the sample in firms of different sizes shows an effect of balance sheet higher than the effect of competitiveness in the case of large firms.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
LISTA DE GRÁFICOS	3
1 INTRODUÇÃO	5
2 MEESE-ROGOFF REVISITADOS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS PROJEÇÕES PARA TAXA DE CâMBIO NO BRASIL	7
2.1 Introdução	7
2.2 Discussão da Literatura	8
2.3 Base de Dados e Metodologia.....	13
2.4 Modelos Random Walk e Estrutural	15
2.4.1 Modelo Random Walk	16
2.4.2 Modelo Estrutural.....	18
2.5 Resultados	20
2.6 Conclusão.....	24
3 OS DETERMINANTES DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL	27
3.1 Introdução	27
3.2 Revisão da Literatura	28
3.3 Metas de Inflação no Brasil: 1999 a 2008.....	31
3.4 Estimação da Equação de Expectativas de Inflação	37
3.5 Conclusão.....	49
4 IMPACTOS DE DESVALORIZAÇÕES DA TAXA DE CâMBIO SOBRE OS INVESTIMENTOS DAS FIRMAS NO BRASIL.....	51
4.1 Introdução	51
4.2 Revisão da Literatura	52
4.3 Descrição da Base de Dados	57
4.4 Modelo	60
4.5 Estimções e Resultados	63
4.6 Conclusão.....	75
5 CONCLUSÃO	79
REFERÊNCIAS	81

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estimativas para o teste Dickey e Fuller	17
Tabela 2 – Parâmetros estimados para o teste Dickey e Fuller aumentado	18
Tabela 3 – Estimação da equação de paridade não coberta	20
Tabela 4 – Aparições no <i>ranking Top-5</i> de curto prazo	21
Tabela 5 – Aparições no <i>ranking Top-5</i> de médio prazo	22
Tabela 6 – Aparições no <i>ranking Top-5</i> de longo prazo	23
Tabela 7 – Metas de inflação de 1999 a 2010	35
Tabela 8 – Regressões para as expectativas de inflação doze meses à frente	39
Tabela 9 – Número de observações por setor	58
Tabela 10 – Informações das firmas, médias por setor (R\$ mil de dez/07)	58
Tabela 11 – Informações das firmas por setor, controladas por ativos totais	60
Tabela 12 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma	65
Tabela 13 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor	67
Tabela 14 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas pequenas	69
Tabela 15 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas médias	70
Tabela 16 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas grandes	71
Tabela 17 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas pequenas	72
Tabela 18 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas médias	73
Tabela 19 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas grandes	74

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Inflação 12 meses, meta e meta ajustada	34
Gráfico 2 – Expectativa de inflação elaborada em t-12 e inflação efetiva	36
Gráfico 3 – Erro da expectativa de inflação elaborada em t-12	36
Gráfico 4 – Janela móvel de 36 meses: meta de inflação.....	44
Gráfico 5 – Janela móvel de 36 meses: constante.....	44
Gráfico 6 – Janela móvel de 36 meses: inflação 12 meses	45
Gráfico 7 – Janela móvel de 36 meses: hiato do produto.....	45
Gráfico 8 – Janela móvel de 36 meses: taxa de câmbio.....	46
Gráfico 9 – Janela móvel de 36 meses: índice CRB	46
Gráfico 10 – Janela móvel de 36 meses: taxa de juros.....	47

1 INTRODUÇÃO

Esta tese de doutorado consiste de três ensaios aplicados de macroeconomia. O primeiro ensaio aborda uma questão relevante sobre a taxa de câmbio, que são os modelos de previsão, fazendo um comparativo de dois modelos de previsão com projeções feitas pelo mercado. O segundo ensaio aborda uma questão relevante no atual arcabouço de metas para a inflação no Brasil, que são os determinantes das expectativas de inflação. Por último, o terceiro ensaio retoma a questão da taxa de câmbio, analisando os impactos nos investimentos das firmas brasileiras devido a desvalorizações cambiais.

O primeiro ensaio retoma o clássico resultado de Meese e Rogoff (1983) de que nenhum modelo estrutural supera de maneira consistente as projeções feitas por um modelo *random walk*. Neste ensaio, comparamos os erros das projeções de um modelo *random walk* e de um modelo estrutural, o de paridade não coberta de taxa de juros, com os erros das projeções para a taxa de câmbio R\$/US\$ feitas por instituições financeiras, consultorias econômicas e instituições de ensino. A comparação foi feita para três horizontes temporais e aborda o período de 2003 a 2008. A base de informações que permite tal comparação é a pesquisa *Focus* do Banco Central do Brasil. Os resultados mostram que o modelo *random walk* tem maior índice de acerto que este modelo estrutural e que as projeções de mercado para todos os horizontes temporais. Este índice de acerto aumenta com o prazo de projeção.

O segundo ensaio trata de encontrar os principais determinantes das expectativas de inflação no Brasil de 1999 a 2008. As expectativas de inflação são de extrema importância no arcabouço de metas para inflação que vigora no Brasil desde 1999. Essas expectativas são determinantes para a condução da política monetária pelo Banco Central. Assim, é fundamental entender e quantificar seus principais determinantes. Através de estimações econométricas para as expectativas de inflação dos próximos doze meses encontramos que a meta de inflação para os próximos doze meses é a variável mais importante, funcionando com âncora das expectativas. Em várias das especificações, o parâmetro encontrado é próximo à unidade, que é o valor esperado se a meta de inflação for crível.

Outras variáveis importantes na determinação das expectativas de inflação são: (a) a inflação passada, que capta o grau de inflação inercial sobre as expectativas de inflação; (b) o hiato do

produto, refletindo que uma atividade econômica acima do seu potencial eleva as expectativas de inflação; (c) a variação da taxa de câmbio e dos preços internacionais, que captam o efeito *passthrough* sobre as expectativas; e (d) a taxa de juros, que afeta as expectativas de inflação de maneira defasada, de pelo menos seis meses. Contrário ao que seria esperado pela teoria econômica, variáveis fiscais não parecem ser importantes na determinação das expectativas de inflação.

Por último, o terceiro ensaio retoma uma questão sobre a taxa de câmbio, analisando os efeitos de desvalorizações cambiais sobre o comportamento dos investimentos das empresas. O ponto central deste artigo, é que a economia brasileira passou por duas desvalorizações cambiais recentes, 1999 e 2002, e os impactos sobre o comportamento das empresas ainda são pouco conhecidos. Uma desvalorização cambial pode ter impactos positivos, devido ao ganho de competitividade, ou negativos, devido ao efeito de balanço patrimonial se a firma tiver dívidas atreladas a moeda estrangeira. Através de regressões econométricas, utilizando dados microeconômicos de 370 firmas em 19 setores da economia brasileira, do período de 1995 a 2007, tratamos de quantificar esses dois efeitos.

Os resultados sobre a amostra total de firmas não permitem concluir qual dos dois efeitos é mais relevante para firmas brasileiras. Isto pode derivar de efeitos de igual magnitude, que como têm sinais contrários, se anulam, ou pode derivar de ambos os efeitos serem de pequena magnitude. A divisão da amostra em firmas de tamanho pequeno, tamanho médio e tamanho grande evidenciam um efeito de balanço patrimonial maior que o efeito de competitividade para firmas grandes.

2 MEESE-ROGOFF REVISITADOS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS PROJEÇÕES PARA A TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL

2.1 Introdução

Prever o retorno de ativos financeiros, como a taxa de câmbio, constitui um grande desafio para os economistas. Desde a publicação do clássico artigo de Meese e Rogoff (1983), acadêmicos vêm tentando, com o emprego de diferentes metodologias, encontrar uma fundamentação para explicar o comportamento da taxa de câmbio. Alguns autores, como Mark (1995) ou Evans e Lyons (2005), têm obtido algum sucesso nesta empreitada. Mas, a falta de robustez dos resultados faz com que a maior parte dos trabalhos esteja sujeito a críticas.

Este capítulo compara a performance de projeções para a taxa de câmbio R\$/US\$. De um lado temos as projeções de mercado, que se baseiam em modelos e percepções de mercado, utilizando as mais diversas informações disponíveis em tempo real. De outro, temos as projeções oriundas de um modelo *random walk* e de um modelo estrutural. O modelo estrutural utilizado é o de paridade não coberta de taxa de juros, em que variações na taxa de câmbio são explicadas por movimentos nas taxas de juros interna e externa e no prêmio de risco.

A base de dados que permite este exercício é a pesquisa *Focus* do Banco Central do Brasil, que compila as previsões e expectativas de diversos agentes do mercado financeiro brasileiro. Apesar de a base de dados trazer informações apenas sobre a média e a mediana do mercado, o Banco Central publica desde agosto de 2003 um *ranking* mensal onde estão disponíveis os erros de projeção das instituições que mais acertam alguns indicadores econômicos, entre eles, a taxa de câmbio.¹

Assim, este capítulo confronta as projeções de um modelo *random walk* e de um modelo estrutural com as projeções dos agentes que mais acertam as projeções. O *ranking* do Banco central está dividido em três horizontes de projeção, chamados de curto prazo (projeção de até

¹ O *ranking* do Banco Central é publicado desde julho de 2001, mas as informações do erro das instituições que mais acertam está disponível apenas a partir de agosto de 2003.

um mês), médio prazo (projeção de até quatro meses) e longo prazo (projeção de até doze meses).

Este capítulo está dividido em 6 partes. Após esta introdução, a parte 2 contém uma breve discussão da literatura sobre o tema. A parte 3 apresenta a base de dados da pesquisa do Banco Central. A parte 4 discute a modelagem e são feitas algumas estimações, tanto do comportamento *random walk* para a taxa de câmbio no Brasil, como para o modelo estrutural, de paridade não coberta de taxa de juros. Os resultados de comparação do modelo *random walk* e do modelo estrutural com as projeções de mercado são apresentados na parte 5 e a parte 6 conclui.

2.2 Discussão da Literatura

O trabalho mais importante sobre projeções de taxa de câmbio é o de Meese e Rogoff (1983). Nesse trabalho, os autores comparam o poder preditivo de modelos estruturais e de séries de tempo para a taxa de câmbio. Os resultados mostraram que um modelo de *random walk* projeta a taxa de câmbio pelo menos tão bem quanto qualquer outro modelo. Os modelos estruturais utilizados pelos autores foram: modelo monetário de preços flexíveis (Frenkel-Bilson), modelo monetário de preços rígidos (Dornbush-Frankel) e o modelo *asset* de preços rígidos (Hooper-Morton). Com relação aos modelos de séries de tempo, foram utilizados modelos univariados, incluindo técnicas de filtro, como diferença, dessazonalização e remoção de tendência, além de diversos critérios de seleção de defasagens. Os autores ainda destacaram que o *random walk* é na verdade um modelo univariado de séries de tempo e ainda testaram o modelo *random walk* com tendência.

Na comparação dos modelos chegou-se à conclusão que nenhum dos modelos possui um erro quadrático médio menor que o modelo *random walk* para qualquer horizonte de tempo. Além disso, os modelos estruturais tiveram desempenho significativamente pior que o *random walk*, mesmo com projeções baseadas em valores realizados para as variáveis explicativas. Os modelos de séries de tempo também não superaram as projeções do *random walk*, mesmo sob hipótese de a taxa de câmbio não ser um processo integrado.

Apesar de os resultados não permitirem dizer que o modelo *random walk* é significativamente melhor em suas projeções, também não foi possível concluir o oposto. Ou seja, os resultados não permitem afirmar que os outros modelos tiveram uma performance melhor que o modelo *random walk*. A deficiência apresentada pelos modelos estruturais para projetar a taxa de câmbio é mais notável quando consideramos que os valores realizados das variáveis exógenas foram utilizados nas previsões. As hipóteses levantadas pelos autores para este fato foram: instabilidade estrutural, devido aos choques do petróleo e mudanças de política macroeconômica; erros de especificação na função demanda por moeda ou dificuldades de se modelar as expectativas de variáveis explicativas.

Por outro lado, o estudo de Mark (1995) apresenta evidências de que mudanças de longo prazo na taxa de câmbio são previsíveis. O autor utiliza cotações do dólar americano em relação ao dólar canadense, ao marco alemão, ao franco suíço e ao yen japonês, no período de 1973 a 1991. Os fundamentos da taxa de câmbio derivam de modelos monetários, a partir da combinação linear de estoque de moeda e renda real relativa. As análises dos parâmetros estimados, do R^2 e das previsões fora da amostra indicam um componente previsível na taxa de câmbio, especialmente para as cotações do franco suíço e do yen, e para o marco alemão em alguns horizontes de previsão.

A motivação do estudo de Mark (1995) vem da hipótese de a taxa de câmbio retornar a seus fundamentos ao longo do tempo. Desvios da taxa, em relação a seus fundamentos, são comuns e persistentes, mas, se a taxa de câmbio estiver abaixo de seus fundamentos, é de se esperar que ela suba ao longo do tempo, e se a taxa de câmbio estiver acima de seus fundamentos, é de se esperar que ela caia.

Os resultados mostraram que as projeções para 1 e 4 trimestres a frente são pouco precisas. Este fato corrobora uma conclusão já obtida por outros autores: é difícil prever o comportamento do câmbio no curto prazo. Entretanto, a situação se modifica para horizontes mais longos, com a raiz do erro quadrático médio dos modelos monetários sendo significativamente menor que o da projeção *random walk*.

Já a principal crítica de Faust, Rogers e Wright (2001) ao resultado encontrado por Meese e Rogoff (1983) é a utilização de valores realizados das variáveis explicativas nas projeções. Estes autores utilizam valores das variáveis em “tempo-real” nas suas estimações. Ou seja,

utilizam as reais informações no momento da projeção. O foco desse trabalho é o modelo utilizado por Mark (1995), que é um dos modelos monetários que traz mais evidências em favor da previsibilidade da taxa de câmbio no longo prazo, e as evidências encontradas indicam que os modelos estruturais não possuem capacidade preditiva superior ao *random walk* para horizontes curtos, mas que este poder de previsão aumenta com o tempo. O resultado final aponta para a dificuldade de corroborar a hipótese de que o modelo estrutural seja de fato melhor que o *random walk*.

Utilizando o modelo monetário, os autores comparam a performance das projeções de modelos com dados em “tempo-real” e com dados revisados. A análise é feita comparando o erro quadrático médio relativo (em relação ao modelo *random walk*). O resultado é que os modelos com dados em “tempo-real” têm menor erro quadrático médio em comparação a modelos com dados revisados (são poucas as exceções). Os autores também estimam o erro quadrático médio que os modelos de Meese e Rogoff (1983) teriam se tivessem utilizado dados de “tempo-real”. Neste caso, a direção não é clara, mas a não atualização dos dados modifica bem os erros quadráticos médios das projeções.

Com relação ao estudo de Mark (1995), Faust *et al* (2001) encontram evidências de que os resultados são muito mais frágeis do que aparentam, em relação ao poder de projeção no longo prazo (com exceção das projeções para o marco suíço), devido ao período de projeção utilizado por Mark (1995) e ao efeito das revisões dos dados. Fazendo a atualização das revisões e utilizando o mesmo período de projeção, os autores chegam à conclusão que a atualização dos dados piora as previsões. Também concluem que, se Mark (1995) tivesse utilizado outro período para suas projeções, seus resultados em previsibilidade teriam sido bem menos evidentes.

Cheung, Chinn e Pascual (2002) fazem uma extensa comparação das projeções de modelos de taxa de câmbio, comparando-os contra o modelo *random walk*. Dos modelos utilizados, apenas o modelo monetário de preços rígidos (Dornbusch e Frankel) esteve sujeito a análises sistemáticas. Os outros modelos são baseados em: diferencial de produtividade (Balassa-Samuelson), paridade da taxa de juros e modelos de equilíbrio de comportamento representativo.

Os modelos foram estimados pelos autores para diferentes moedas e a performance de projeção foi avaliada para diferentes horizontes temporais. Os resultados encontrados foram que nenhum modelo supera o *random walk* de maneira consistente, considerando o erro quadrático médio em projeções de horizontes curtos. Para horizontes mais longos, os modelos estruturais superam marginalmente as projeções do modelo *random walk*. As estatísticas de direção da mudança mostram que os modelos estruturais superam o *random walk* de maneira estatisticamente significativa. Entretanto, os resultados não apontam para algum modelo ou especificação como sendo bem sucedida, apesar de alguns modelos projetarem razoavelmente bem para certos horizontes, dados certos critérios. Mas não de maneira consistente.

Engel e West (2004a) inovam ao dar um tratamento diferente ao tema. Os autores trabalham com modelos convencionais de preços de ativos, em que a taxa de câmbio é o valor presente de uma combinação linear de fundamentos e choques não observados. Este preço terá um comportamento próximo a um *random walk* se: (1) ao menos um fundamento tiver raiz unitária, e (2) a taxa de desconto for próxima de um. Assim, a variação do preço do ativo em t não terá relação com as informações em $t-1$. Taxas de desconto acima de 0,9 são suficientes para gerar correlações próximas a zero entre o câmbio em t e as informações em $t-1$.

Partindo de modelos monetários e de regra de Taylor, as evidências de que a taxa de câmbio não é previsível não é uma evidência contra os modelos, mas pode ser uma implicação dos modelos. As diferentes estimativas da literatura para os parâmetros dos modelos apresentados geram uma taxa de desconto alta, acima de 0,9. Entretanto, somente observar que a taxa de câmbio segue um comportamento *random walk* não é uma validação dos modelos. Pode haver outras explicações para o comportamento *random walk*. Assim, a inability de projetar o câmbio é uma implicação natural dos modelos.

Como o comportamento *random walk* pode derivar de outras forças desconhecidas, Engel e West (2004b), também fazem uma análise da contribuição dos fundamentos a partir de análise de variância. Os autores encontram, que nos modelos monetários, as variações nos fundamentos explicam bem as variações no câmbio, com taxas acima de 0,5. Este poder explicativo aumenta conforme se aumentam as taxas de desconto. Já nos modelos de regra de Taylor, os resultados são bem mais fracos. Considerando taxas de desconto de 0,95 e 0,99, os fundamentos correspondem por apenas 0,2 da variação do câmbio (para moedas de alguns países até menos). A conclusão geral é que os modelos de ativos de mercado podem explicar

uma boa parte da variação da taxa de câmbio se a taxa de desconto for alta, provendo uma racionalidade para o comportamento *random walk* do câmbio, entretanto, outras forças também podem estar afetando o câmbio.

Utilizando uma abordagem diferente, Evans e Lyons (2005) fazem um estudo a partir de micro-fundamentos. Modelos micro fundamentados focam no processo pelo qual informação dispersa chega ao conhecimento dos agentes que determinam preços, afetando suas expectativas. Assim, o trabalho compara a performance de um modelo micro fundamentado contra um modelo macro e o *random walk*. O foco é de projeções de curto prazo, de 1 a 30 dias.

A lógica do modelo micro-fundamentado é que os formuladores de preço obtêm informações nos fluxos de transação, que contém informações relevantes sobre fundamentos. Não é necessário que os agentes percebam que eles têm melhores informações, mas isso pode até ocorrer. As transações podem se dar apenas por questões alocativas, sendo que a soma dessas transações contém informações macro que não estão disponíveis de maneira pública no período t .

O resultado quantitativo mostra que os modelos macro têm uma performance uniformemente ruim. Já os modelos micro têm uma performance significativamente melhor que o modelo *random walk*, especialmente quando consideramos os prazos mais longos. O resultado encontrado não implica que os fundamentos macro nunca irão explicar os movimentos da taxa de câmbio. A interpretação dos autores é que os resultados são consistentes com o fato do principal determinante da taxa de câmbio serem os fundamentos macro.

Alquist e Chinn (2006) incorporam algumas inovações em modelos de projeção de taxa de câmbio. Eles examinam o comportamento de várias taxas de câmbio durante o primeiro ciclo euro-dólar, analisam a performance relativa de um modelo que incorpora o comportamento de ativos estrangeiros líquidos (GOURINCHAS; RAY, 2005) e empregam um novo teste para avaliar os modelos.

Os autores utilizam o modelo *random walk* como *benchmark*. Os outros modelos utilizados são: Modelo Monetário de Preço Rígido, Modelo de Paridade Não Coberta de Taxa de Juros (UIP) e um modelo baseado em Gourinchas e Rey (2005). A estimação da UIP gera previsões

tão boas quanto o *random walk*. O UIP projeta melhor para horizontes longos, mas só supera o *random walk* em um caso. O modelo de preços rígidos supera as projeções do *random walk* em um caso, mas para os outros casos e países a performance é igual ou significativamente pior. Já os resultados dos modelos de desequilíbrios externos são mais favoráveis, principalmente no curto prazo. O resultado geral, de todos os modelos, é que dos 72 casos analisados, 9 tem previsão significativamente pior que o *random walk* e 5 significativamente melhor (utilizando 10% de nível de significância).

2.3 Base de Dados e Metodologia

Nesta seção apresentamos a base de dados e a metodologia utilizada para compararmos a performance relativa das previsões do mercado com as do modelo *random walk* e o modelo estrutural.

A base de dados utilizada para as projeções do mercado é a pesquisa *Focus* do Banco Central do Brasil, coordenado pela Gerin (Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores). Quinzenalmente, as instituições participantes da pesquisa têm que informar ao Banco Central, pela Internet, projeções para a taxa de câmbio para diferentes horizontes temporais. Atualmente, em torno de 120 instituições entre bancos, consultorias, corretoras e instituições de ensino participam da pesquisa.

De acordo com os erros nas projeções, as instituições são classificadas, e o Banco Central divulga o nome das cinco instituições que mais se aproximaram do valor real ocorrido, através do relatório *Top-5*. Este relatório também divulga qual foi o erro incorrido por essas instituições. O incentivo das instituições em fornecer a melhor previsão possível é justamente figurar entre as instituições que mais acertam as projeções, com resultados efetivos em termos de prestígio e publicidade. Várias são as instituições que utilizam o fato de aparecer no *ranking* do Banco Central em suas estratégias de marketing e de bonificação para seus funcionários.

O *ranking* é dividido conforme três diferentes horizontes temporais para a projeção, denominados curto prazo (para projeções de um mês), médio prazo (para projeções até 4 meses), e longo prazo (para projeções de até um ano).

Nas projeções de curto prazo, as instituições têm como objetivo acertar a cotação da Ptax do último dia útil de determinado mês t , com projeções efetuadas no último dia útil do mês anterior e no dia 15 do mesmo mês.² Os dias de cadastro das projeções são chamados de datas críticas. A partir da diferença em relação ao resultado ocorrido, o Banco Central calcula o erro na projeção. O *ranking* é elaborado considerando-se a média simples, em valor absoluto, dos erros efetuados nas projeções para t a $t-5$, ou seja, considera-se uma média móvel semestral para a elaboração do *ranking*.³

A metodologia para o *ranking* de médio prazo também tem como objetivo acertar a cotação da Ptax do último dia útil do mês, mas as projeções têm que ser feitas pelas instituições em até 4 meses antes. Nesta metodologia, a projeção em $t-4$ para a taxa de câmbio em t tem peso 4, a projeção em $t-3$ tem peso 3, em $t-2$ peso 2, e em $t-1$ peso 1. As projeções continuam sendo feitas no último dia útil do mês anterior e no dia 15 do mês corrente. O erro é então calculado considerando a média ponderada do valor absoluto dos erros para a projeção em t . A metodologia ainda incorpora uma média dos erros nas projeções para os meses de t a $t-2$, ou seja, utiliza-se uma média móvel trimestral.⁴

No *ranking* de longo prazo, as instituições têm como objetivo acertar a cotação da Ptax para o último dia útil do ano. Projeções feitas em $t-12$ (último dia do mês e dia 15 do mês posterior) têm peso 12, em $t-11$ têm peso 11, até as projeções em $t-1$, que têm peso 1. É calculado então uma média simples, em módulo, dos erros efetuados.⁵

A partir das informações deste *ranking*, este trabalho compara os erros das projeções efetuadas pelas instituições que mais acertam com as previsões obtidas por um modelo *random walk* sem tendência e um modelo estrutural baseado na paridade não coberta de taxa de juros.

² A taxa de câmbio Ptax é a taxa média ponderada dos negócios realizados no mercado interbancário de câmbio com liquidação em 2 dias úteis, calculada pelo Banco Central do Brasil, conforme comunicado n. 6815/99.

³ Esta é a metodologia atual do *ranking* de curto prazo, que foi modificada em dezembro de 2005 para projeções a partir de janeiro de 2006. Antes dessa mudança havia somente uma data crítica mensal para inserção das projeções, que era o último dia útil do mês anterior.

⁴ A metodologia de médio prazo também foi modificada em dezembro de 2005. Até essa data a metodologia calculava o erro sem fazer uma média móvel. Além disso existia apenas uma data crítica (último dia útil do mês anterior) e o *ranking* considerava a projeção de $t-6$ com peso 6, a projeção de $t-5$ com peso 5, até a projeção em $t-1$ com peso 1.

⁵ A metodologia de longo prazo também foi alterada em dezembro de 2005, passando a incorporar duas datas críticas. Até esse ano o *ranking* considerava uma data crítica por mês.

Desta forma, a partir da metodologia do Banco Central, foram calculados os erros efetuados por uma instituição que cadastrasse exatamente a Ptax do dia da data crítica, para o modelo *random walk*. Como o cadastro da projeção tem que ser feito no site do Banco Central até às 17h e a Ptax desse dia só é conhecida alguns minutos depois, optou-se também por utilizar a Ptax do dia anterior à data crítica.

Para o modelo estrutural, estimamos um modelo utilizando as informações até a data crítica, e então fizemos a projeção, utilizando os valores realizados para as variáveis explicativas. Ao utilizar o valor ocorrido das variáveis explicativas, o modelo estrutural deveria ter uma clara vantagem em relação às projeções de mercado e as projeções do modelo *random walk*, que contam somente com informações em tempo real. Este fato é corroborado por Meese e Rogoff (1983), entretanto, Faust *et al* (2001) argumentam o contrário, mostrando que a utilização de informações em tempo real melhoram as projeções.

Na seção 4 a seguir, descreveremos o modelo *random walk* e o modelo de paridade não coberta de taxa de juros. Na próxima seção também estimaremos econometricamente os dois modelos.

2.4 Modelos: *Random Walk* e Estrutural

Há diversas razões pelas quais a taxa de câmbio pode ter um comportamento *random walk*. Como visto na seção dois, isto pode derivar do próprio resultado dos modelos estruturais da taxa de câmbio como ativo financeiro (ENGEL; WEST, 2004a) ou por outras forças ainda não conhecidas. Modelos baseados em micro fundamentos parecem ter uma melhor performance (EVANS; LYONS, 2005). Já os modelos macro não conseguem superar as projeções do modelo de *random walk* de maneira consistente.

Esta seção está dividida em duas partes. Na seção 4.1 fazemos uma breve descrição do modelo *random walk*, além de testar se a taxa de câmbio no Brasil tem se comportado de acordo com esse modelo. Já na seção 4.2 apresentamos o modelo estrutural, de paridade não coberta de taxa de juros, fazendo também as estimativas econométricas do modelo, para poder comparar seu poder preditivo com as projeções de mercado.

2.4.1 Modelo *Random Walk*

O modelo *random walk* para a taxa de câmbio assume que seu comportamento é estocástico, e cada mudança na taxa de câmbio é gerada por uma distribuição de probabilidade com média zero, tendo a especificação da equação (1):

$$e_t = e_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

onde e é o log da taxa de câmbio e ϵ é um ruído branco. No processo de *random walk* temos que $E[\epsilon_t] = 0$ e $E[\epsilon_t \epsilon_s] = 0$ para $t \neq s$.

Uma especificação mais geral do processo *random walk* é representada pela equação (2), na qual incorporamos uma constante e uma tendência.

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 e_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Para testar se um processo é *random walk* não podemos simplesmente estimar a equação (2) por mínimos quadrados ordinários (MQO), e testar se o parâmetro $\beta_2 = 1$, pois o parâmetro estimado para o câmbio defasado será viesado em direção a zero. Assim, a utilização de MQO pode levar à rejeição incorreta da hipótese de *random walk*.

Desta forma, teremos que empregar o tradicional teste de Dickey e Fuller (1979; 1981), que deriva a distribuição para o estimador de β_2 sob a hipótese de que $\beta_2 = 1$, e desenvolve um teste F da hipótese de *random walk*.

A partir da equação (2), teremos que estimar duas equações por MQO. Uma equação não restrita, dada por:

$$e_t - e_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 t + (\beta_2 - 1)e_{t-1} \quad (3)$$

E uma equação restrita, dada por:

$$e_t - e_{t-1} = \beta_0 \quad (4)$$

Os resultados das estimações para os parâmetros dessas equações, com dados de fevereiro de 1999 a agosto de 2008 se encontram na tabela 1 a seguir.

Tabela 1 – Estimativas para o teste Dickey e Fuller

	Eq. Não Restrita eq. (3)	Eq. Restrita eq. (4)
β_0	0,0292 (0,0214)	-0,0017 (0,0050)
β_1	-0,0002 (0,0001)	
β_2	1,0217*** (0,0225)	
número de observações	115	115
SQR	0,3157	0,3244
R ²	0,0266	0,0000

Nota: desvio-padrão entre parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Entretanto, um problema do teste efetuado acima é que ele considera que não há autocorrelação de qualquer tipo no termo aleatório. Para relaxarmos esta hipótese, devemos utilizar o teste de Dickey e Fuller aumentado. Expandimos a equação (2) para incluir variações defasadas da taxa de câmbio, chegando à equação (5) abaixo, onde $e_t = e_t - e_{t-1}$ e p é o número de defasagens.

$$e_t = b_0 + b_1 t + b_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p l_j \Delta e_{t-j} + e_t \quad (5)$$

A partir da equação (5), a equação não restrita a ser estimada por MQO é especificada como:

$$e_t - e_{t-1} = b_0 + b_1 t + (b_2 - 1)e_{t-1} + \sum_{j=1}^p l_j \Delta e_{t-j} \quad (6)$$

E a restrita por:

$$e_t - e_{t-1} = b_0 + \sum_{j=1}^p l_j \Delta e_{t-j} \quad (7)$$

Através da experimentação, duas defasagens para as variações defasadas da taxa de câmbio parecem ser razoáveis para o comportamento da taxa de câmbio no Brasil. As equações restrita e não restrita estimadas estão especificadas nas equações (8) e (9) respectivamente.

$$e_t - e_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 t + (\beta_2 - 1)e_{t-1} + \lambda_1 \Delta e_{t-1} + \lambda_2 \Delta e_{t-2} \quad (8)$$

$$e_t - e_{t-1} = \beta_0 + \lambda_1 \Delta e_{t-1} + \lambda_2 \Delta e_{t-2} \quad (9)$$

Os resultados para as estimações das equações (8) e (9) encontram-se na tabela 2. Ao calcular novamente a razão F padrão para testar as restrições $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 1$, chegamos ao valor de 2,20. Novamente não podemos rejeitar a hipótese nula de que a taxa de câmbio se comporta como um *random walk*.

Tabela 2 – Parâmetros estimados para o teste Dickey e Fuller aumentado

	Eq. Não Restrita eq. (8)	Eq. Restrita eq. (9)
β_0	0,0387* (0,0203)	-0,0003 (0,0047)
β_1	-0,0003* (0,0001)	
β_2	1,0271*** (0,0215)	
λ_1	-0,0922 (0,0905)	-0,0858 (0,0890)
λ_2	0,1819** (0,0899)	0,1935** (0,0888)
número de observações	113	113
SQR	0,2614	0,2742
R ²	0,0989	0,0546

Nota: desvio-padrão entre parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados encontrados são evidências, apesar de fracas, de que o comportamento da taxa de câmbio pode ser de fato dado por um modelo *random walk*.

2.4.2 Modelo Estrutural

doméstica, na taxa de juros internacional e no prêmio de risco. A idéia da relação entre as variáveis é que a rentabilidade dos títulos de diferentes países deve ser igual, uma vez estes sejam medidos na mesma moeda, mas controlados pelo prêmio de risco.

O modelo pode ser representado pela equação (10) a seguir, onde i é o log da taxa de juros doméstica, i^F é o log da taxa de juros externa, $E(.)$ é o operador de expectativa, e é o log da taxa de câmbio e x é o log do prêmio de risco.⁶

$$i_t = i_t^F + E_t(e_{t+1}) - e_t + x_t \quad (10)$$

Ao tirarmos a primeira diferença da equação (10) e isolarmos a e_t , considerando que o processo de mudança de expectativa $E_t(e_{t+1}) - E_{t-1}(e_t)$ segue um ruído branco (ϵ_t), chegamos a equação (11), que nos dá a dinâmica de variação na taxa de câmbio segundo o modelo de paridade não coberta dos juros.

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F - \Delta i_t + \Delta x_t + \epsilon_t \quad (11)$$

Apesar de o modelo de paridade não coberta representar uma relação, estimações econométricas geram valores diferentes da unidade para os parâmetros de juros e de prêmio de risco.

Assim, para verificar se a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil segue o modelo de paridade não coberta, estimamos a equação (12) abaixo, com dados de fevereiro de 1999 a agosto de 2008, utilizando taxa Selic como taxa de juros doméstica, taxa dos Fed Fund americanos como taxa de juros externa, e prêmio de risco medido pelo Embi-BR, chegando aos resultados da tabela 3.⁷

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1(\Delta i_t^F - \Delta i_t) + \alpha_2 \Delta x_t + \epsilon_t \quad (12)$$

⁶ As variáveis de taxa de juros i e i^F são definidas como $\log(1+I)$ e $\log(1+I^F)$, onde I e I^F representam a taxa de juros nominal.

⁷ O Embi-BR (Emerging Markets Bond Index – Brazil) é uma medida de risco dos títulos públicos brasileiros emitidos no exterior e é calculado pelo Banco JPMorgan. Já a taxa Fed Fund é taxa básica de juros nos Estados Unidos e é definida pelo Banco Central dos Estados Unidos (Federal Reserve).

Tabela 3 – Estimação da equação de paridade não coberta

Eq. Paridade Não Coberta - eq. (12)	
a_0	0,0009 (0,0032)
a_1	0,3447* (0,1970)
a_2	2,7563*** (0,2259)
número de observações	115
R^2	0,5978

Nota: desvio-padrão entre parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A estimação nos mostra que a taxa de câmbio não segue propriamente a relação de paridade não coberta. Pela estimação vemos que a taxa de câmbio é muito sensível às variações do prêmio de risco e pouco sensível às variações nas taxas de juros. A elasticidade do prêmio de risco para a taxa de câmbio é de 2,76 e o parâmetro é estatisticamente significativo a taxa de 1%. Já o parâmetro estimado para as variações no diferencial de juros é de 0,34, sendo estatisticamente significativo a 10%.

Apesar de o comportamento da taxa de câmbio não seguir propriamente a relação de paridade não coberta, vamos utilizar este modelo para projetar a taxa de câmbio. Na próxima seção vamos comparar seus resultados com as projeções de mercado e com a projeção do modelo *random walk*. As projeções serão feitas utilizando as estimativas do modelo até as informações de cada data crítica (data de inserção das projeções no site do Banco Central). Entretanto, para a trajetória das variáveis exógenas (taxa de juros interna, taxa de juros externa e prêmio de risco) será utilizado o valor realizado.

2.5 Resultados

Nesta seção apresentamos os resultados de predição, simulando as aparições no ranking do Banco Central, se uma instituição fizesse as projeções baseadas em um modelo *random walk* ou em um modelo estrutural de paridade não coberta de taxa de juros.

Nas projeções de curto prazo, se uma instituição cadastrasse a P_{tax} corrente na data crítica, ou seja, utilizando o modelo *random walk* para a projeção, esta instituição apareceria no ranking *Top-5* 34% das vezes até agosto de 2008, de um total de 61 divulgações. Como comparação

Nas projeções de curto prazo, se uma instituição cadastrasse a Ptax corrente na data crítica, ou seja, utilizando o modelo *random walk* para a projeção, esta instituição apareceria no ranking *Top-5* 34% das vezes até agosto de 2008, de um total de 61 divulgações. Como comparação do que isto representa, a instituição que mais apareceu no *ranking* figurou entre as *Top-5* 36% das vezes (tabela 4). Ao utilizar a Ptax do dia anterior à data crítica, dado que a informação da Ptax ainda não está disponível, o desempenho no ranking melhora ainda mais, com a instituição aparecendo 38% das vezes, valor acima, portanto, da instituição que mais acertou.

O modelo estrutural, por sua vez, tem desempenho inferior ao modelo *random walk*, aparecendo no ranking 25% das vezes. Apesar disso, ainda apareceria entre as três instituições que mais acertaram o valor efetivo da taxa de câmbio. A tabela 4 a seguir compara o desempenho do modelo *random walk* e do modelo estrutural, em termos de aparições no *ranking*, com o desempenho das dez instituições que mais acertaram as projeções de câmbio no curto prazo.

Tabela 4 – Aparições no ranking Top-5 de curto prazo

Classificação	Instituição	No.	% do total
1o.	GAP AM	22	36%
2o.	Tendências Consultoria Integrada	17	28%
3o.	Deutsche Bank - Banco Alemão SA	15	25%
4o.	Banco do Brasil SA	14	23%
	Icatu DTVM Ltda	14	23%
6o.	Banco Cooperativo SICREDI SA	13	21%
7o.	Banco Itaú BBA	11	18%
	Votorantim AM	11	18%
9o.	Banco Bradesco SA	10	16%
	HSBC Bank Brasil SA	10	16%
	Random Walk (ptax data crítica)	21	34%
	Random Walk (ptax data crítica -1)	23	38%
	Paridade não coberta	15	25%

Os resultados da tabela surpreendem. Um primeiro destaque é o poder preditivo do modelo *random walk*, bastante superior aos modelos utilizados pelas instituições participantes na pesquisa, inclusive das instituições que figuram na tabela 4, que são as que mais acertaram a cotação da taxa de câmbio. O poder preditivo também é superior ao modelo de paridade não coberta, que ainda se utiliza dos valores realizados das variáveis exógenas.

De qualquer forma, o poder preditivo do modelo *random walk*, como visto na seção 2, não deveria surpreender, pois seu bom desempenho é bastante difundido na literatura, uma vez

random walk em termos de poder preditivo. Com esta estratégia, seus erros são em média maiores.

Os resultados de médio prazo são ainda mais surpreendentes. Neste prazo, o desempenho do modelo *random walk* é significativamente superior à projeção de qualquer instituição e também do modelo estrutural. Para projeções de até 4 meses à frente, se uma instituição cadastrasse a *Ptax* da data crítica apareceria no ranking 44% das vezes até agosto de 2008, dos mesmos 61 *rankings* divulgados. Ao utilizar a *Ptax* do dia anterior, a instituição apareceria 38% das vezes. Neste *ranking*, a instituição que mais acertou apareceu no ranking apenas 36% das vezes (tabela 5), ou seja, teve um desempenho significativamente inferior ao *random walk* para este prazo de projeção.

Tabela 5 – Aparições no <i>ranking Top-5</i> de médio prazo			
Classificação	Instituição	No.	% do total
1o.	Banco BNP Paribas Brasil SA	22	36%
2o.	Deutsche Bank - Banco Alemão SA	14	23%
	HSBC Bank Brasil SA	14	23%
4o.	Banco Cruzeiro do Sul SA	12	20%
	Icatu DTVM Ltda	12	20%
	Tendências Consultoria Integrada	12	20%
7o.	Banco Itaú BBA	11	18%
	GAP AM	11	18%
	Santander Banespa AM LTDA	11	18%
10o.	Banco Bradesco SA	10	16%
	Banco Safra SA	10	16%
	Dresdner Kleinwort Wasserstein - DRKW	10	16%
	Random Walk (ptax data crítica)	27	44%
	Random Walk (ptax data crítica -1)	23	38%
	Paridade não coberta	18	30%

O modelo estrutural também teve desempenho inferior ao *random walk*, aparecendo 30% das vezes. Ainda assim, seu desempenho é destacado frente às instituições que mais apareceram, tendo uma performance inferior apenas à instituição que mais acertou nesse prazo de projeção.

Para a análise do *ranking* de longo prazo há apenas 5 observações disponíveis, pois somente temos dados para os anos de 2003 a 2007. Neste prazo, a utilização do modelo *random walk* garantiria a aparição em 80% dos *rankings*, tanto utilizando a *Ptax* da data crítica ou do dia anterior. Já as instituições que mais acertaram nesse horizonte, apareceram no ranking metade

das vezes do *random walk* (40%), o mesmo valor que o modelo estrutural apareceria (tabela 6).

Tabela 6 – Aparições no *ranking Top-5* de longo prazo

Classificação	Instituição	No.	% do total
1o.	Banco BNP Paribas Brasil SA	2	40%
	Banco Bradesco SA	2	40%
	GAP AM	2	40%
	Unibanco SA	2	40%
5o.	Banco BBM SA	1	20%
	Banco BMC SA	1	20%
	Banco BVA SA	1	20%
	Banco Cruzeiro do Sul SA	1	20%
	Banco de Investimentos Credit Suisse	1	20%
	Banco Espírito Santo de Investimento SA	1	20%
	Banco Itaú BBA	1	20%
	Banco Itaú SA	1	20%
	Banco Safra SA	1	20%
	Deutsche Bank - Banco Alemão SA	1	20%
	Dresdner Kleinwort - DKB	1	20%
	HSBC AM	1	20%
	Itaú Corretora de Valores SA	1	20%
	LCA Consultores SC Ltda	1	20%
	Santander Banespa	1	20%
	Santander Banespa AM LTDA	1	20%
	Telefonica	1	20%
Random Walk (ptax data crítica)		4	80%
Random Walk (ptax data crítica - 1 dia)		4	80%
Paridade Não Coberta		2	40%

Ao observar o desempenho do modelo *random walk* nos três horizontes de projeção, vemos que o modelo tem um bom poder preditivo em todos os horizontes temporais e que este desempenho é melhor quanto maior o prazo de análise. Esta evidência vai contra a maior parte da literatura sobre o tema, em que os modelos estruturais conseguem superar o modelo *random walk* em prazos longos.

Há que se ponderar, entretanto, que o horizonte temporal de longo prazo abordado na literatura é diferente do horizonte temporal do longo prazo do *ranking* do Banco Central do Brasil. O longo prazo, segundo a metodologia do Banco Central do Brasil, de projeções de até 12 meses, seria ainda considerada projeções de curto prazo na abordagem da literatura sobre o tema.

Já o modelo estrutural, de paridade não coberta de taxa de juros, teve um bom poder preditivo quando comparado às projeções utilizadas pelas instituições participantes da pesquisa. Há que

se ressaltar, entretanto, que as projeções neste modelo utilizaram os valores observados para as variáveis dependentes, o que pode ter lhe conferido uma certa vantagem. Ainda assim, o poder preditivo deste modelo se mostrou inferior ao modelo *random walk*, para todos os prazos de projeção.

2.6 Conclusão

Este capítulo retomou o clássico resultado do artigo de Meese e Rogoff (1983) em que os modelos estruturais para a taxa de câmbio não têm um poder preditivo melhor que um modelo *random walk*. Estatisticamente, não podemos rejeitar que a taxa de câmbio R\$/US\$ não se comporta como um *random walk*. Contudo, o resultado mais surpreendente é a comparação das melhores projeções de mercado, captados pelo ranking *Top-5* do Banco Central, com as projeções de um modelo *random walk* e de um modelo estrutural.

As comparações mostram que o poder preditivo do modelo *random walk* é maior do que o dos modelos utilizados pelas instituições participantes na pesquisa, inclusive das que têm um maior índice de acerto, e também em relação a um modelo estrutural, de paridade não coberta de juros. A surpresa não vem do fato de o modelo *random walk* conseguir projetar de maneira mais eficiente a taxa de câmbio, dado que estas evidências sobre este fato estão disponíveis na literatura. Mas, a surpresa é que mesmo sabendo disso os agentes econômicos acreditam terem melhores informações, não utilizando estas evidências para fazer suas projeções.

O modelo estrutural, de paridade não coberta de taxa de juros, tem um bom desempenho preditivo quando comparado com as instituições que mais acertam as projeções de taxa de câmbio, ficando entre as primeiras posições do *ranking*. Entretanto, o modelo utiliza variáveis exógenas ocorridas, ou seja, informações que não estariam disponíveis as instituições no momento da projeção. De qualquer forma, o poder preditivo deste modelo estrutural se mostrou inferior ao modelo *random walk*.

Contrariando o resultado encontrado na literatura, de que o poder preditivo dos modelos estruturais aumenta com o horizonte de previsão, a comparação da projeção das instituições participantes da pesquisa do Banco Central com as projeções do modelo *random walk* mostra

justamente o contrário. Para horizontes mais longos, o resultado é que o modelo *random walk* acertou mais, inclusive mais do que a instituição com maior índice de acerto.

Há que se ponderar, entretanto, que o horizonte temporal de longo prazo abordado na literatura é bem maior do que o utilizado na metodologia do Banco Central do Brasil. O horizonte de doze meses, utilizado no *ranking* de longo prazo é considerado ainda de curto prazo na literatura sobre o tema.

De qualquer forma, pudemos observar que, mesmo 24 anos após a publicação do artigo de Meese e Rogoff (1983), economistas continuam tendo sérias dificuldades para prever o comportamento da taxa de câmbio. Este resultado pode derivar diretamente das características dos modelos estruturais da taxa de câmbio como ativo financeiro, como apontado por Engel e West (2004a). No Brasil, a tentativa das instituições de superar as projeções de um modelo *random walk* para a taxa de câmbio faz com que os erros de previsão sejam quase sempre maiores em relação às projeções de um simples modelo *random walk*.

3 OS DETERMINANTES DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

3.1 Introdução

O Brasil adotou o sistema de metas de inflação em 1999, após a adoção da livre flutuação da taxa de câmbio, que desvalorizou a moeda doméstica de maneira abrupta no início daquele ano. Um dos principais objetivos do sistema de metas de inflação é ancorar as expectativas dos agentes, sendo a política monetária voltada para o cumprimento das metas. O aumento da transparência da política monetária foi fundamental para o sucesso do novo sistema, assim como a política fiscal, que teve importante mudança, com a geração de elevados superávits primários desde então.

Em um sistema de metas de inflação, as expectativas desempenham papel fundamental, pois são a principal variável a determinar a inflação futura. Desta forma, os Bancos Centrais têm que tecer particular atenção para esta variável, que na maioria das vezes é determinante na condução da política monetária. Ou seja, no arcabouço do sistema de metas de inflação, é fundamental conhecer os determinantes das expectativas de inflação.

Este capítulo tem como objetivo contribuir com a identificação dos principais determinantes das expectativas de inflação no Brasil. Tratamos de quantificar a importância da meta de inflação e de outras variáveis macroeconômicas, como inflação passada, hiato do produto, variação cambial, variação de preços internacionais, variáveis fiscais e taxa de juros sobre o processo de formação de expectativas.

Em linhas gerais encontramos a meta de inflação como variável mais importante, funcionando como âncora das expectativas. Na maior parte das estimações, o parâmetro encontrado é próximo da unidade. Entretanto, a medida que se incorporam mais variáveis exógenas, o parâmetro estimado fica menor que a unidade. No conjunto das regressões, a inflação passada, o hiato do produto e a variação da taxa de câmbio e dos preços internacionais também se mostram estatisticamente significantes, afetando as expectativas de inflação. As variáveis fiscais, apesar da relação teórica entre inflação e política fiscal, não parecem ser relevantes na determinação das expectativas. Por último, a política monetária afeta as expectativas de inflação, mas com uma defasagem de pelo menos seis meses.

Este capítulo está dividido da seguinte forma: após esta breve introdução, a parte dois faz uma breve revisão da literatura, passando pelos principais trabalhos que tem relação com o tema. A parte três traz um breve histórico do sistema de metas no Brasil desde sua adoção. A parte quatro identifica os principais determinantes das expectativas de inflação e a parte cinco conclui.

3.2 Revisão da Literatura

São poucos os artigos aplicados ao Brasil que tratam de estimar os determinantes das expectativas de inflação. Entre esses trabalhos, podemos dar destaque a três artigos. O primeiro, de autoria de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) examina os desafios do regime de metas de inflação no Brasil nos seus três primeiros anos e meio. Os autores estão preocupados com a construção de credibilidade numa conjuntura de alta volatilidade da taxa de câmbio. Entre os resultados encontrados, destacam as evidências de que a meta de inflação tem funcionado como importante coordenador de expectativas. Estimativas das expectativas de inflação para os próximos doze meses mostraram um parâmetro estimado próximo à unidade para a meta de inflação em diversas especificações. Estimativa do parâmetro associado à meta próximo a unidade é o esperado, se a meta de inflação é crível. Outros parâmetros, como da inflação passada e as expectativas defasadas também tiveram parâmetros significantes em diversas especificações. Assim, o resultado encontrado indica que o sistema de metas de inflação tem funcionado com elevada credibilidade pelo Banco Central.

Os autores também estimaram uma função reação para o Banco Central e encontraram evidências de que a autoridade monetária reage fortemente às expectativas de inflação. Este resultado mostra como é importante conhecer os determinantes destas expectativas. Outro resultado encontrado foi que houve forte redução da persistência inflacionária desde a adoção do regime de metas.

Um segundo trabalho aplicado ao Brasil, que pode ser destacado com relação as expectativa de inflação, é o de Cerisola e Gelos (2005). Neste trabalho, os autores também tratam de encontrar os determinantes das expectativas de inflação no Brasil, desde a adoção do sistema de metas em 1999. Os resultados das regressões feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), método dos momentos generalizados (GMM) e *fully modified* OLS (FMOLS) indicam

que as metas de inflação ajudaram a ancorar as expectativas no período de 2000 a 2005, com parâmetros estimados próximos à unidade (exceção feita à regressão por mínimos quadrados ordinários). Novamente, este é o valor esperado para o parâmetro, se a meta de inflação é crível. Os autores também encontram a política fiscal, medida pelo superávit primário, como uma variável importante para determinar as expectativas de inflação. Já o impacto da inflação passada é baixo, com parâmetro estimado variando de 0,18 a 0,29, indicando baixa inércia na inflação brasileira. Outras variáveis incluídas na equação, com parâmetros estimados estatisticamente significantes, foram os desvios do salário real e da taxa de câmbio real com relação as suas respectivas tendências.

Um terceiro trabalho de destaque, com relação ao tema, é o de Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007), que analisam a política monetária brasileira e a convergência da inflação e das expectativas para as metas depois da crise de 2002. Utilizando três diferentes especificações para modelar expectativa de inflação doze meses à frente, este trabalho também mostra que a meta de inflação é um dos principais determinantes das expectativas de inflação. Na primeira especificação, os autores fazem a regressão utilizando a meta doze meses e uma constante, tentando pegar desvios sistemáticos da inflação. Na segunda especificação, agregam o hiato do produto, a inflação nos últimos doze meses e a variação na taxa de câmbio dos últimos seis meses. Na terceira especificação, eles trocam a variação da taxa de câmbio por risco Brasil e uma medida de desvio do câmbio com relação a sua tendência.

De forma geral, os autores encontram o parâmetro associado a constante como não significativo (com exceção da primeira especificação), e o parâmetro da meta como estatisticamente significativo, e estatisticamente não diferente de um. Este resultado sugere um importante papel das metas no processo de formação de expectativas. Os autores também estimam regressões em janelas móveis de 36 meses, para checar se o período que não inclui a crise eleitoral de 2002 tem resultados diferentes. Em estimações que incluem o período da crise, o parâmetro da constante passa a ser estatisticamente significativo e o parâmetro associado à meta perde a significância. Em períodos anteriores e posteriores a crise, o resultado é parecido com a equação que incorpora todo o período, ou seja, parâmetro da constante não significativo e parâmetro associado à meta estatisticamente não diferente de um.

Podemos destacar outros textos que tem relação com tema, aplicados ao Brasil ou a algum conjunto de países. O artigo de Celasun, Gelos e Prati (2004), por exemplo, analisa processos

de desinflação em vários países emergentes, analisando a importância relativa das expectativas de inflação e da inflação passada na dinâmica de preços. No caso do Brasil, foi incorporado um período em que não havia sido ainda adotado o sistema de metas de inflação, sendo o período adotado o de estabilização da economia, abrangendo os anos de 1994 a 1998. Ainda assim, os resultados das estimações mostram que, para todos os casos estudados, a expectativa da inflação futura é mais importante do que a inflação passada para determinar a inflação corrente. Os autores também tratam de identificar os determinantes das expectativas de inflação e encontram que o superávit primário é importante em vários deles, inclusive no Brasil.

Já o artigo de Alves e Areosa (2005) analisa o período sob o regime de metas de inflação, mas os autores trazem uma especificação diferente, tratando de analisar a relevância de uma meta de inflação explícita para a dinâmica da inflação. Para isso, os autores estimam uma curva de Phillips nova keynesiana, incorporando não somente a inflação passada, mas também as metas de inflação como determinantes da inflação corrente. A argumentação teórica é que algumas firmas com rigidez de preço definem seus preços a partir da inflação passada e das metas de inflação futuras. A estimativa de uma equação com dados do Brasil mostram que o parâmetro associado à meta é relevante e estatisticamente significativo. Estimativas recursivas mostram que o parâmetro associado à meta aumenta quando as expectativas de inflação estão próximas à meta oficial.

O artigo de Mishkin (2007) levanta os principais fatos estilizados sobre as mudanças na dinâmica inflacionária nos últimos anos. O levantamento é principalmente sobre estudos aplicados ao EUA, mas destaca que os resultados também são encontrados em outros países. A mudança na dinâmica inflacionária envolve queda da persistência inflacionária, diminuição do impacto de desvios do produto em relação ao potencial e queda da resposta da inflação a outros choques de oferta. A explicação encontrada é basicamente devido às expectativas de inflação estarem bem ancoradas, em função de melhoras na condução da política monetária. Assim, o resultado encontrado por Mishkin, sob a ótica de países que adotam formalmente o sistema de metas de inflação, indica alta influência das metas de inflação nas expectativas quando o Banco Central tem credibilidade.

Por último, são interessantes os resultados de Eusepi e Preston (2007), que analisam o grau de transparência na comunicação do Banco Central na implementação da política monetária para

ancorar as expectativas de inflação. Os autores analisam três estratégias de comunicação: i) comunicação dos detalhes da política monetária (variáveis e parâmetros estimados, é como se o Banco Central comunicasse a sua própria projeção para a taxa de juros); ii) comunicação apenas das variáveis que condicionam a política monetária; e iii) comunicação apenas da meta de inflação, nenhuma informação de como o Banco Central atingirá a meta é fornecida. Os resultados encontrados pelos autores, através de modelos microfundamentados, é que apenas a divulgação da meta não é suficiente para estabilizar as expectativas, principalmente em economias sujeitas a choques persistentes. Já a comunicação dos detalhes da política monetária ou a comunicação apenas das variáveis que condicionam a política monetária estabilizam as expectativas e permitem a implementação da política monetária ótima.

3.3 Metas de Inflação no Brasil: 1999 a 2008

O atual sistema de metas de inflação foi adotado formalmente no Brasil em 21 de junho de 1999, pelo decreto 3.088. Após a desvalorização e livre flutuação do real, que ocorreu em janeiro de 1999, a política econômica precisava de um novo mecanismo para ancorar as expectativas. Assim, a adoção da sistemática de metas para a inflação veio substituir o regime de bandas cambiais. Além da adoção da sistemática de metas, o novo arcabouço veio acompanhado de uma maior transparência das ações do Banco Central e de uma nova política fiscal, com a geração de elevados superávits primários.

A partir de então, o objetivo do Comitê de Política Monetária (Copom) passou a ser calibrar a política monetária, tendo como objetivo cumprir as metas de inflação definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). O não cumprimento das metas implica em publicação de uma Carta Aberta, do presidente do Banco Central ao Ministro da Fazenda, explicando os motivos do descumprimento, providências a serem tomadas e prazo para o retorno da inflação as metas previamente estabelecidas.

No primeiro ano, as metas foram estabelecidas para o ano corrente (1999) e dois anos à frente (2000 e 2001). Depois disso, as metas foram estabelecidas até 30 de junho de dois anos anteriores. O índice escolhido foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As metas estabelecidas

para os primeiros anos foram: 8,0% para 1999; 6,0% para 2000 e 4,0% para 2001, sempre com margem de tolerância de mais ou menos 2,0 pontos percentuais.

Apesar da desconfiança dos agentes em relação ao novo sistema adotado, tanto em 1999 como em 2000, o Banco Central cumpriu as metas, dado que o IPCA fechou 1999 em 8,9% e 2000 em 6,0%. O sucesso da adoção do sistema levou o CMN a continuar a trajetória de queda das metas de inflação, fixando a meta de 2002 em 3,5% e mantendo o intervalo de tolerância de 2,0 pontos percentuais. Aparentemente, havia um objetivo de que as metas de inflação no Brasil convergissem para patamares internacionais, que se situam em torno de 2% ao ano para países desenvolvidos e em torno de 3% ao ano para países emergentes.

Entretanto, em 2001 vários choques atingiram a economia brasileira, com destaque para o racionamento de energia elétrica, a crise de desvalorização do peso argentino e o aumento da aversão a risco internacional com os ataques terroristas aos Estados Unidos. Nesse ano, o real se desvalorizou 20,3% (a desvalorização em doze meses atingiu 39,6% em outubro) e a elevação da taxa Selic de 15,75% ao ano para 19,00% ao ano não foi suficiente para conter a elevação de preços. Assim, o IPCA fechou o ano de 2001 em 7,7%, acima do teto da meta, o que ocasionou a divulgação da primeira Carta Aberta pelo Banco Central.

O ano de 2002 foi marcado por novos choques, sendo o principal a desconfiança dos agentes econômicos com relação à sucessão presidencial daquele ano. Em função da interrupção de fluxos de capitais para o Brasil e forte saída de divisas do Brasil, o real se desvalorizou 53,5% e o IPCA fechou o ano em 12,5%. Ao longo do ano, o Banco Central utilizou um novo conceito, o de meta ajustada, que incorpora na meta de inflação oficial os efeitos primários sobre preços administrados e monitorados (diferença da meta e da projeção para preços administrados e monitorados) e parte da inércia sobre preços livres (segundo o Banco Central a inércia deve ser combatida num prazo maior que o ano calendário).^{8,9} Assim, mesmo com uma projeção de inflação acima do centro da meta de 3,5%, o Banco Central flexibilizou a política monetária no primeiro semestre do ano. No segundo semestre, o choque eleitoral mencionado atingiu a economia brasileira e o Banco Central elevou a taxa básica de juros de

⁸ Os preços administrados e monitorados são preços não sensíveis às condições de oferta e demanda pois são estabelecidos por contrato ou por órgão público. Pela metodologia atual do Banco Central, 28 bens e serviços do IPCA são considerados administrados e monitorados, correspondendo a aproximadamente 30% do índice.

⁹ Os preços livres são os preços sensíveis às condições de oferta e demanda, é todo o conjunto de bens e serviços do IPCA com exceção dos preços administrados e monitorados. Correspondem a aproximadamente 70% do índice.

18,0% para 25,0% ao ano. Ao final do ano, a inflação extrapolou em grande medida a banda superior da meta e novamente o Banco Central divulgou a Carta Aberta.

A Carta Aberta divulgada trazia, além dos motivos do não cumprimento, as medidas e prazos para que a inflação voltasse à trajetória das metas. Para 2003, a meta oficial estava definida em 4,0%, com 2,5 pontos percentuais de margem.¹⁰ Entretanto, o Banco Central continuou utilizando o conceito de meta ajustada, calibrando a política monetária para atingir uma meta ajustada em 8,5% para 2003 e 5,5% para 2004. Ao longo do ano, com a volta da confiança dos agentes, dada a manutenção da política econômica pelo novo Presidente, a inflação, que atingiu 17,2% em maio (taxa acumulada em 12 meses), entrou em trajetória declinante, e fechou 2003 em 9,3%, valor próximo à meta ajustada. Ainda assim, dado que o intervalo superior da meta oficial era de 6,5%, pela terceira vez consecutiva o Banco Central publicou a Carta Aberta.

Para 2004, a meta ajustada de 5,5% foi transformada em meta oficial pelo CMN, com margem de tolerância de 2,5 pontos percentuais. Durante o ano, em função da atividade econômica aquecida, a inflação voltou a se elevar, demandando reações da política monetária. Ao final do ano, a inflação ficou em 7,6%, acima do centro da meta, mas dentro da banda. Desta forma, depois de 3 anos de não cumprimento da meta oficial, o Banco Central voltou a cumprir a meta em 2004.

O ano de 2005 tinha meta oficial de 4,5%, com 2,5 pontos percentuais de tolerância. Entretanto, dada a alta inflação em 2004, já em setembro de 2004 o Banco Central decidiu adotar novamente a meta ajustada, definindo 5,1% para o objetivo de 2005. Com uma política monetária apertada, a inflação se reduziu e fechou 2005 em 5,7%, dentro da banda de tolerância.

A partir de 2006, a meta foi definida em 4,5% e a margem de tolerância voltou a ser de 2,0 pontos percentuais. Uma conjuntura favorável, principalmente nos preços dos alimentos, fez a inflação de 2006 fechar pela primeira vez abaixo do centro da meta, em 3,1%. Em 2007, a inflação voltou a se elevar, também devido aos preços dos alimentos, que explicou metade da

¹⁰ Primeiramente a meta de 2003 foi definida em 3,25% com margem de 2,0 pontos percentuais (Resolução 2.842 de 28/06/2001). Entretanto, a meta foi modificada para 4,0% com margem de 2,5 pontos percentuais (Resolução 2.972 de 27/06/2002).

inflação naquele ano. A elevação fez a inflação ficar exatamente no centro da meta, em 4,5%. Durante este período de baixa inflação, o Banco Central flexibilizou a política monetária, reduzindo a taxa Selic de maneira ininterrupta de setembro de 2005 a setembro de 2007, baixando a taxa de juros em 8,5 pontos percentuais, de 19,75% para 11,25% ao ano.

O gráfico 1, a seguir, mostra a inflação acumulada em 12 meses de dezembro de 1998 a agosto de 2008, as metas oficiais do CMN com suas bandas de tolerância, e as metas ajustadas, utilizadas pelo Banco Central nos anos de 2002, 2003 e 2005. Já a tabela 7, mostra as metas definidas para cada ano, se houve ou não mudança na meta, se houve ou não meta ajustada, a inflação oficial e se o Banco Central cumpriu ou não seu objetivo.

Gráfico 1 – Inflação 12 meses, meta e meta ajustada

Fonte: Banco Central e IBGE

Tabela 7 – Metas de inflação de 1999 a 2010

Ano	Meta	Banda	Meta Alterada	Banda Alterada	Meta Ajustada	IPCA	Resultado
1999	8,00%	+/- 2%				8,94%	cumpriu
2000	6,00%	+/- 2%				5,97%	cumpriu
2001	4,00%	+/- 2%				7,67%	não cumpriu
2002	3,50%	+/- 2%			4,75%	12,53%	não cumpriu
2003	3,25%	+/- 2%	4,00%	+/- 2,5%	8,50%	9,30%	não cumpriu
2004	3,75%	+/- 2,5%	5,50%	+/- 2,5%	5,50%	7,60%	cumpriu
2005	4,50%	+/- 2,5%			5,10%	5,69%	cumpriu
2006	4,50%	+/- 2%				3,14%	cumpriu
2007	4,50%	+/- 2%				4,46%	cumpriu
2008	4,50%	+/- 2%					
2009	4,50%	+/- 2%					
2010	4,50%	+/- 2%					

Fonte: Banco Central e IBGE

Os anos de 2008, 2009 e 2010 também têm metas fixadas em 4,5%, com margem de tolerância de 2,0 pontos percentuais. A expectativa dos agentes de mercado para a inflação nesse período aponta, por enquanto, que o Banco Central cumprirá seus objetivos, ainda que em 2008, devido a novo choque nos preços dos alimentos e demanda aquecida, a inflação fique perto do teto da banda.

Com relação às expectativas de inflação, o Banco Central possui dados mensais desde janeiro de 2000. Entretanto, o início da série possui expectativas para poucos meses à frente. Somente a partir de julho de 2001 é que o Banco Central tem informações das expectativas de inflação de prazos mais longos.¹¹

O gráfico 2, mostra as expectativas para a inflação acumulada em doze meses elaboradas doze meses antes (t-12). Além das expectativas, a figura também traz a inflação efetiva. Podemos observar que a elevação da inflação em 2002, em função da crise eleitoral, não foi antecipada pelas expectativas de inflação. Enquanto as expectativas para o final de 2002 e início de 2003 rondavam os 5% (expectativas elaboradas doze meses antes), a inflação alcançou valores de até 17%. Para o período seguinte (final de 2003 e início de 2004), as expectativas apontavam uma inflação em torno de 12%, mas a esta entrou em trajetória de declínio, sendo superestimada.

¹¹ As expectativas de inflação são coletadas pela Gerin (Gerência Executiva de Relacionamento com Investidores) do Banco Central, criada em 1999 no arcabouço do sistema de metas a inflação. A pesquisa constitui num levantamento diário de projeções de diversas variáveis de mais de 90 bancos e empresas não financeiras da economia brasileira.

Gráfico 2 – Expectativa de inflação elaborada em t-12 e inflação efetiva

Fonte: Banco Central e IBGE

O gráfico 3, a seguir, mostra exatamente os erros das expectativas de inflação elaboradas doze meses antes. Enquanto no segundo semestre de 2002 e início de 2003 os erros são positivos, subestimando a inflação, o período seguinte superestima a inflação. Entretanto, a partir do segundo semestre de 2004 os erros das expectativas são significativamente menores. Neste período a inflação também ficou próxima do centro da meta do Banco Central.

Gráfico 3 - Erro da expectativa de inflação elaborada em t-12

Fonte: Banco Central e IBGE

3.4 Estimação da Equação de Expectativas de Inflação

O modelo de inflação inicialmente utilizado pelo Banco Central é descrito no artigo de Boddanski, Tombini e Werlang (2000). Nesse artigo, são apresentadas três especificações para a curva de Phillips, relacionando a inflação corrente (variável dependente) com algumas medidas de desequilíbrios reais, como o hiato do produto, as expectativas de inflação e a variação na taxa de câmbio real. As especificações compreendem uma equação *backward looking*, uma *forward looking* e uma terceira especificação que combina as duas especificações anteriores.

Como no momento da implementação do modelo, o Banco Central não dispunha de uma pesquisa confiável sobre expectativas de inflação, a estimação de especificação *forward looking* estava sujeita a instabilidade dos parâmetros estimados. Já a especificação *backward looking*, motivada pela hipótese das expectativas adaptativas, estava sujeita a crítica de Lucas (1976). A solução adotada pelo Banco Central foi utilizar uma ponderação simples das duas especificações.

As estimações da curva de Phillips para o caso brasileiro geram um parâmetro elevado para a expectativa de inflação como determinante da inflação corrente. Correa e Minella (2006), a partir de várias especificações, encontram parâmetros estimados de até 0,75, ou seja, para cada ponto percentual de elevação das expectativas de inflação, a inflação corrente se eleva em 0,75 ponto percentual.

Assim, entender quais variáveis afetam as expectativas de inflação é fundamental, não somente porque as expectativas afetam a inflação futura, mas também porque a autoridade monetária reage às variações nas expectativas. E entre os determinantes das expectativas de inflação, nos quais os agentes são *forward looking*, a meta de inflação tem que ter um grande peso, se os agentes acreditarem que o Banco Central se esforçará para atingir a meta pré-determinada.

Assim, na formulação de uma equação de expectativas de inflação, além da meta de inflação, incluímos outras variáveis como a inflação passada, hiato do produto, alguma medida de esforço fiscal, variação da taxa de câmbio, variação de preços internacionais e taxa de juros.

A inflação passada capta o grau de inflação inercial na formação de expectativas. Já o hiato do produto capta o impacto de um crescimento acima do potencial sobre as expectativas de aumento de preço. Em relação à variável fiscal, um maior esforço fiscal do governo tende a reduzir a demanda agregada, tendo impactos benéficos na expectativa de inflação. Já desvalorizações na taxa de câmbio ou elevações nos preços internacionais tendem a elevar a inflação e as expectativas, dado que vários preços são determinados no mercado internacional. Por último, elevações na taxa de juros devem reduzir a inflação esperada, dado os efeitos de contração da demanda agregada.

Para as expectativas de inflação, foram utilizadas as informações coletadas pela Gerin do Banco Central, sendo a variável utilizada a inflação esperada para os próximos doze meses. Para a meta de inflação, utilizamos a meta para os próximos doze meses, ponderando as metas anuais de acordo com os meses faltantes do ano corrente e do ano seguinte. Além disso, foram utilizadas as metas ajustadas de inflação nos anos em que o Banco Central a utilizou, mas sempre considerando a informação disponível no momento da elaboração das expectativas de inflação. Nos anos em que existiu a meta ajustada, havia também a meta definida pelo CMN, mas, dada a dificuldade associada aos altos custos de cumprimento dessa meta, o Banco Central optou por calibrar a política monetária, perseguindo a meta ajustada. Como este fato afeta as expectativas dos agentes, preferimos trabalhar com as metas ajustadas para os anos em que estas existiram.

O hiato do produto foi medido pela diferença entre a produção industrial dessazonalizada do IBGE e o filtro Hodrick Prescott da mesma série. Na questão fiscal, utilizamos o superávit primário acumulado em doze meses como porcentagem do PIB. Para a taxa de câmbio, utilizamos a desvalorização em um intervalo de seis meses, dada a defasagem de tempo de uma variação cambial na inflação. Já para a variação dos preços internacionais, utilizamos a variação em nove meses do índice CRB.¹² Para a taxa de juros, utilizamos algumas medidas de taxa Selic, como a variação dos juros no intervalo de um ano e o próprio nível da taxa Selic.

Foram estimadas sete diferentes especificações para as expectativas de inflação doze meses à frente, utilizando dados de novembro de 2001 a agosto de 2008, totalizando 82 observações.

¹² O índice CRB é calculado pela *Commodity Research Bureau* e mede a variação de preços de uma cesta composta por *commodities* agrícolas, metálicas e minerais.

Na primeira especificação, foram utilizadas como variáveis explicativas somente a meta de inflação doze meses à frente e uma constante. Essa especificação é representada pela equação (13) abaixo, onde $E_t[\cdot]$ é a expectativa condicionada na informação disponível no instante t , p é a taxa de inflação acumulada em doze meses e m é a meta de inflação para os próximos doze meses.

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + e_t \quad (13)$$

O resultado da estimação mostrou um parâmetro estimado para a meta de inflação de 1,57, maior que a unidade. Um teste *Wald* para verificar se o parâmetro estimado é igual a unidade, nos faz rejeitar a hipótese nula, ou seja, o parâmetro para a meta de inflação é superior a unidade. A constante também se mostra estatisticamente significativa a 10%, com um valor negativo. Certamente estes resultados são viesados pela omissão de variáveis explicativas relevantes. Os detalhes desta e das próximas regressões se encontram na tabela 8.

Tabela 8 – Regressões para as expectativas de inflação doze meses à frente

Variável	Especificação						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Constante	-2,2814* (1,2823)	0,3489 (0,6319)	0,6708 (0,7428)	-0,4418 (1,5341)	0,0492 (0,8380)	1,5532** (0,7693)	0,9721 (0,6586)
Meta 12 meses a frente	1,5726*** (0,2776)	0,7789*** (0,1732)	0,6713*** (0,1974)	0,5982*** (0,1631)	0,6731*** (0,1983)	0,6180*** (0,1882)	0,5023*** (0,1721)
Inflação 12 meses (-1)		0,2056*** (0,0475)	0,2121*** (0,0467)	0,2316*** (0,0443)	0,1531** (0,0601)	0,2666*** (0,0454)	0,2758*** (0,0397)
Hiato do Produto (-2)		0,1979*** (0,0443)	0,1607*** (0,0513)	0,1539*** (0,0507)	0,1541*** (0,0513)	0,1550*** (0,0467)	0,1261** (0,0486)
Variação de seis meses na taxa de câmbio (-1)		0,0709*** (0,0092)	0,0713*** (0,0096)	0,0776*** (0,0104)	0,0689*** (0,0097)	0,0714*** (0,0095)	0,0719*** (0,0099)
Variação de nove meses no índice CRB (-1)			0,0201*** (0,0070)	0,0180** (0,0074)	0,0231*** (0,0076)	0,0160** (0,0065)	0,0238*** (0,0057)
Superávit Primário 12 meses - % PIB (-2)				0,3420 (0,3101)			
Taxa Selic (-1)					0,0594* (0,0341)		
Taxa Selic (-6)						-0,0564** (0,0263)	
Variação doze meses na selic (-6)							-0,0547*** (0,0185)
número de observações	82	82	82	82	82	82	82
R ²	0,5911	0,9149	0,9257	0,9285	0,9290	0,9305	0,9346
R ² ajustado	0,5859	0,9104	0,9208	0,9227	0,9234	0,9249	0,9294

Nota: desvio-padrão entre parênteses, abaixo de cada coeficiente, foram corrigidos para heterocedasticidade e autocorrelação por Newey-West. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A segunda especificação segue a formulada em Bevilaqua *et al* (2007), na qual a expectativa de inflação para os próximos doze meses é função da meta de inflação para os próximos doze meses, da inflação acumulada em doze meses, do hiato do produto e da variação cambial. A especificação pode ser representada pela equação (14) abaixo, onde h é o hiato do produto, calculado pela diferença da produção industrial do IBGE e o filtro Hodrick Prescott da mesma série, e Δe é a variação acumulada em seis meses para a taxa de câmbio.

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + e_t \quad (14)$$

Os resultados desta estimação mostram que todos os parâmetros estimados, com exceção da constante, são estatisticamente significantes a 1%. O parâmetro associado à meta é de 0,78, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de que ele é igual à unidade, fazendo um teste de *Wald*. Este resultado é encontrado por diversos autores. Além de Bevilaqua *et al* (2007), encontram um resultado próximo a unidade para o parâmetro associado a meta de inflação, Minella *et al* (2003) e Cerisola e Gelos (2005). O parâmetro associado à inércia alcança o valor de 0,21, mostrando um componente inercial na formação de expectativas no Brasil. O parâmetro associado ao hiato do produto é de 0,20, mostrando que uma atividade econômica acima de sua tendência eleva as expectativas de inflação. Já a variação cambial tem parâmetro positivo de 0,07, indicando que uma desvalorização cambial eleva as expectativas.

Além da meta de inflação, os parâmetros estimados para a inflação passada e para a variação da taxa de câmbio nesta regressão, são muito próximos ao encontrado por Bevilaqua *et al* (2007). A principal diferença se dá com relação ao parâmetro do hiato do produto, que na estimação desses autores não é estatisticamente significativa.

Acreditamos que a especificação da equação (14) ainda pode ter parâmetros importantes que não estão sendo considerados, como variação dos preços internacionais, alguma medida de política fiscal e medidas de política monetária. Estas variáveis podem ser importantes, ocasionando na especificação (14) um viés dos parâmetros estimados por omissão de variáveis explicativas.

Assim, a terceira especificação agrega a variação nos preços internacionais como variável explicativa. Além de todas as variáveis exógenas consideradas na estimação anterior,

agregamos a variação em nove meses do índice CRB, representado na equação (15) a seguir por p^* .¹³

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + b_5 \Delta p^*_{t-1} + e_t \quad (15)$$

A estimação desta equação gera parâmetros estimados próximos aos encontrados na equação anterior. A constante continua como estatisticamente não significativa e todos os demais parâmetros estimados, incluindo a variação do índice CRB, são estatisticamente significantes a 1%. O parâmetro associado à meta recuou para 0,67, mas não podemos dizer que este parâmetro é diferente da unidade. Inflação passada e variação cambial têm parâmetros estimados muito próximos à equação anterior. O hiato do produto perdeu poder explicativo, com o parâmetro se reduzindo para 0,16. De forma geral podemos dizer que a variação dos preços internacionais é mais uma variável importante na determinação das expectativas de inflação.

A especificação seguinte incorpora alguma medida de política fiscal na determinação das expectativas de inflação. A equação estimada é representada pela equação (16) a seguir onde pr é o superávit primário acumulado em doze meses, medido como porcentagem do PIB. Teoricamente, um aumento do superávit primário, ao reduzir gasto público ou a renda disponível as famílias, via aumento de impostos, deve deslocar negativamente a demanda agregada, reduzindo a taxa de inflação.

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + b_5 \Delta p^*_{t-1} + b_6 pr_{t-2} + e_t \quad (16)$$

Entretanto, o resultado desta estimação não trouxe um parâmetro estimado significativo para a variável fiscal. Outras medidas fiscais, como déficit nominal, além de diferentes defasagens temporais, foram testadas, mas nenhuma se mostrou importante na determinação das expectativas de inflação. Este resultado é diferente do encontrado por outros autores, que acham na política fiscal um dos determinantes da expectativa de inflação. Cerisola e Gelos (2005) encontram uma elasticidade estatisticamente significativa de aproximadamente 1 para o

¹³ Testamos várias defasagens para a variação do índice de *commodities* e a variação acumulada em nove meses pareceu como a mais adequada.

superávit primário e Celasun *et al* (2004) encontram uma elasticidade anual de 0,16, também estatisticamente significativa.

Nas especificações (17), (18) e (19), incluímos uma medida de política monetária, a taxa de juros Selic determinada pelo Banco Central. Na especificação (17) a seguir, incluímos a taxa de juros defasada em um período, dada por i . Na estimação, o parâmetro se mostrou positivo e estatisticamente significativo a 10%. Entretanto, o parâmetro positivo encontrado é de sinal contrário ao esperado pela teoria econômica. Por este parâmetro, uma elevação nos juros causa uma elevação nas expectativas de inflação. Outros trabalhos, como o de Minella *et al* (2003), os autores também encontram o parâmetro associado à taxa de juros como positivo e estatisticamente significativo, refletindo, na verdade, reações da autoridade monetária a elevações das expectativas de inflação.

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + b_5 \Delta p^*_{t-1} + b_6 i_{t-1} + e_t \quad (17)$$

Com relação às outras variáveis estimadas, há poucas mudanças. A constante segue estatisticamente não significativa e os parâmetros das outras variáveis seguem estatisticamente significantes a 1%, com exceção do parâmetro da inflação passada, que teve o parâmetro estimado reduzido para um valor de 0,15 e passou a ser estatisticamente significativo a 5%.

É natural, entretanto, que a política monetária afete a expectativa de inflação. Mas isso deve provavelmente ocorrer com uma defasagem maior que um mês. No modelo de inflação de Boddanski *et al* (2000), a política monetária afeta a atividade econômica com defasagem de pelo menos um trimestre e esta tarda pelo menos mais um trimestre para afetar a inflação. Assim, a especificação (18) considera a taxa de juros defasada em seis meses.¹⁴

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + b_5 \Delta p^*_{t-1} + b_6 i_{t-6} + e_t \quad (18)$$

A estimativa da equação (18) traz um parâmetro negativo e estatisticamente significativo a 5% para a taxa Selic. Elevações hoje na taxa de juros, trariam impactos de redução nas expectativas de inflação em um prazo de seis meses. Comparando os resultados com a

¹⁴ Outras defasagens para a taxa de juros foram testadas, mas a que apresentou melhor resultado foi a defasada em seis meses.

especificação (15), temos que a meta de inflação, a inflação passada, o hiato do produto e a variação cambial seguem todos com parâmetros estatisticamente significantes a 1%. O parâmetro associado à variação dos preços internacionais é um pouco menor, mas é ainda significativo, a 5%. Já a constante passou a ser estatisticamente significativa, com valor negativo.

Em termos de valores, os resultados mostram que a meta perde poder explicativo, com parâmetro estimado de 0,62. Nesta estimação, podemos afirmar, com 95% de probabilidade, que o valor associado à meta é diferente da unidade. Outra diferença nesta regressão é o ganho de poder explicativo da inflação passada, que passa a ter um parâmetro estimado de 0,26.

A especificação (19) traz uma mudança em relação a variável de política monetária. Ao invés de utilizarmos o nível da taxa Selic, utilizamos a variação dos juros em doze meses, dado por Δi . Aqui a variável também foi utilizada com defasagem de seis meses na estimação. Para esta equação, encontramos um parâmetro estimado negativo e estatisticamente significativo a 1% para esta variável de política monetária. Nesta estimação, a constante volta ser estatisticamente não significativa e a meta de inflação tem seu parâmetro estimado reduzido para 0,50. Este valor é novamente diferente da unidade, agora com probabilidade de 99%.

$$E_t[p_{t+12}] = b_0 + b_1 m_t + b_2 p_{t-1} + b_3 h_{t-2} + b_4 \Delta e_{t-1} + b_5 \Delta p^*_{t-1} + b_6 \Delta i_{t-6} + e_t \quad (19)$$

Com relação aos outros parâmetros temos poucas variações. A inflação passada, a variação na taxa de câmbio e a variação nos preços internacionais seguem com parâmetros estatisticamente significantes a 1%. O hiato do produto, agora com parâmetro estimado um pouco menor, segue estatisticamente significativo, agora a 5%.

Fizemos também alguns exercícios estimando os coeficientes com janelas móveis de 36 meses, utilizando para isso a equação (19). Os gráficos 4 a 10 trazem os resultados e os intervalos de confiança com 90% de probabilidade. Com relação à meta de inflação (gráfico 4), podemos perceber que o coeficiente fica próximo da unidade, em estimações com início até meados de 2004. Depois dessa data, as estimações trazem um coeficiente muito maior que a unidade. No mesmo período, a estimativa para a constante (gráfico 5), que fica próxima de

zero na maior parte das estimações, passa ser negativa e estatisticamente significativa. Vale notar que em ambos os casos, o desvio padrão se eleva. A razão da maior incerteza no cálculo dos parâmetros para estimativas a partir de meados de 2004, se dá pelo fato da menor variação da meta da inflação a partir de 2005, que acaba trazendo problemas de multicolinearidade para a estimação. Haveria, inclusive, multicolinearidade perfeita para regressões de 36 meses a partir de 2006, dado que a meta foi fixada em 4,5% ao ano desde esse ano.

Gráfico 4 – Janela móvel de 36 meses: meta de inflação

Gráfico 5 – Janela móvel de 36 meses: constante

O gráfico 6 traz o cálculo para a inflação passada, que mostra um parâmetro na maior parte do tempo entre 0,2 e 0,4. Na amostra com início na segunda metade de 2004 temos um parâmetro que se aproxima de zero. Já o período recente mostra um aumento do peso da inércia nas expectativas de inflação. Com relação ao hiato do produto (gráfico 7), apesar do parâmetro ser estatisticamente significativo em todas as especificações feitas anteriormente, no exercício de janelas móveis, ele mostra queda da importância ao longo do tempo, inclusive se tornando negativo, além de não ser estatisticamente significativo na maior parte das estimações.

Gráfico 6 – Janela móvel de 36 meses: inflação 12 meses

Gráfico 7 – Janela móvel de 36 meses: hiato do produto

A taxa de câmbio (gráfico 8) tem um parâmetro estaticamente significativo em todas as janelas móveis de 36 meses. Seu valor varia ao longo do tempo, havendo maior *passthrough* no período que engloba a crise política de 2002. Depois desse período, o efeito passa a ser bem menor, ficando em torno de 0,03. No período recente, a partir de estimações de meados de 2005, o efeito da taxa de câmbio volta a aumentar. Com relação aos preços internacionais (gráfico 9), temos um parâmetro bastante volátil no início da série, mas que se estabiliza em valor estatisticamente significativo e em torno de 0,02.

Gráfico 8 – Janela móvel de 36 meses: taxa de câmbio

Gráfico 9 – Janela móvel de 36 meses: índice CRB

Por último, o parâmetro para a variação doze meses da taxa Selic (gráfico 10) é negativo, estatisticamente significativo e relativamente estável na maior parte da amostra. Entretanto, para regressões com início a partir de meados de 2004, o parâmetro se eleva, tornando-se até positivo em alguns momentos. No período recente, o parâmetro volta a ser negativo e estatisticamente significativo, com valor estimado próximo ao observado no início da série e da amostra como um todo.

Gráfico 10 – Janela móvel de 36 meses: taxa de juros

De uma forma geral, as estimações feitas nas sete especificações e nos exercícios das janelas móveis nos mostram que:

(a) A meta de inflação doze meses à frente é uma das variáveis mais importantes a determinar a expectativa doze meses à frente, funcionando como âncora no sistema de metas de inflação. Seu parâmetro é próximo à unidade em várias das especificações. Contudo, é menor que a unidade nas especificações que possuem maior quantidade de variáveis explicativas. De qualquer forma, podemos dizer que a meta de inflação tem funcionado bem como balizador das expectativas de inflação, cumprindo seu dever de ancorar as expectativas.

(b) A inflação passada se mostrou estatisticamente significativa em todas as especificações. Este resultado mostra um grau de inflação inercial ainda presente na economia brasileira. Esta inércia deve estar mais relacionada com os preços monitorados e administrados, que, por terem reajustes contratuais, são mais sensíveis à inflação passada.

(c) O hiato do produto se mostrou estatisticamente significativo em todas as especificações. Aumentos da atividade econômica acima do potencial são percebidos como inflacionários e elevam as expectativas de inflação. Entretanto, em amostras menores, nos exercícios com janelas móveis, o hiato do produto não parece ser importante na determinação das expectativas de inflação.

(d) A variação de seis meses na taxa de câmbio foi estatisticamente significativa a 1% em todas as especificações. Em todas elas, o parâmetro estimado teve pouca variação, estando sempre muito próximo a 0,07. O período até a crise de 2002 parece ter maior *passthrough* que o período posterior. Vale ressaltar, que apesar do resultado em nossas regressões serem bastante robustos, Minella *et al* (2003) não encontram parâmetro significativo para a taxa de câmbio.

(e) A variação nos preços internacionais também é importante na determinação das expectativas de inflação. O parâmetro estimado é baixo em relação ao parâmetro encontrado para a variação na taxa de câmbio, ficando em torno de 0,02. A defasagem do impacto também se estende por um período maior, de aproximadamente nove meses.

(f) As variáveis fiscais não parecem ser importantes na determinação das expectativas de inflação. Seria esperado que reduções dos gastos públicos pudessem reduzir as expectativas de inflação, mas as diferentes medidas utilizadas para a política fiscal não se mostraram importantes.

(g) A política monetária mostrou uma defasagem de pelo menos seis meses para afetar negativamente as expectativas de inflação. A política monetária com pequena defasagem tem parâmetro estimado positivo e significativo, mas isso deve advir de uma causalidade contrária, em função das reações da política monetária em relação a um processo de piora nas expectativas de inflação. A política monetária com defasagem de pelo menos seis meses mostrou parâmetro estimado negativo e significativo, tanto no nível da taxa Selic, como na variação dos juros num período de doze meses.

3.5 Conclusão

As expectativas de inflação são variáveis críticas nos sistemas de metas de inflação como o adotado pelo Brasil em 1999. Este trabalho tratou de identificar os principais determinantes das expectativas de inflação.

A meta de inflação é a variável mais importante, funcionando como âncora das expectativas. O parâmetro estimado para a meta mostrou-se próximo à unidade em várias das especificações, refletindo uma alta credibilidade da autoridade monetária em relação ao cumprimento da meta de inflação. Entretanto, nas especificações em que um maior número de variáveis explicativas foram incluídas, a meta perdeu poder explicativo, tendo parâmetro estimado inferior a unidade.

A inércia inflacionária mostrou-se uma variável muito importante na determinação das expectativas de inflação futura. Os parâmetros estimados mostraram-se estatisticamente significantes em todas as regressões, confirmando um comportamento inercial da inflação no Brasil. Certamente, parte relevante desta inércia está ligada aos preços administrados e monitorados, que são muitas vezes reajustados por contratos, e portanto, tem a inflação passada como fator determinante.

O hiato do produto também se mostrou importante na determinação das expectativas de inflação, sendo estatisticamente significativo em todas as especificações. As variações na taxa de câmbio e nos preços internacionais também se mostraram relevantes, afetando de maneira robusta as expectativas de inflação. A taxa de câmbio e os preços externos afetam as expectativas com uma certa defasagem, de até seis meses no caso da taxa de câmbio e de até nove meses no caso dos preços internacionais.

Já as diversas medidas de política fiscal não se mostraram importantes na determinação das expectativas de inflação. Apesar da relação teórica entre política fiscal e inflação, esta variável não se mostrou estatisticamente significativa.

Por último, a política monetária, através da definição de taxas de juros, afeta as expectativas de inflação com uma certa defasagem, de pelo menos seis meses. Em um prazo menor, o parâmetro estimado é positivo, refletindo, provavelmente, uma reação de política monetária.

Já em um prazo de pelo menos seis meses, a política monetária mostra ser fator importante na determinação das expectativas de inflação.

4 IMPACTOS DE DESVALORIZAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE OS INVESTIMENTOS DAS FIRMAS NO BRASIL

4.1 Introdução

A crise Mexicana de 1994/95 foi a primeira de uma série, no período recente, em que países emergentes foram surpreendidos com fortes desvalorizações da moeda local. As desvalorizações ocorreram em países com características diferentes, tendo diferentes razões e diferentes impactos sobre a economia. Em termos de crescimento econômico, apesar da teoria de Mundell Fleming, de que as desvalorizações trariam aumento de produto, o que se viu em vários deles foi uma forte retração da economia. Além disso, modelos existentes de ataques especulativos às moedas, principalmente por questões fiscais, não conseguiam explicar a desvalorização da moeda em vários dos países asiáticos. Krugman (1999a; 1999b) formaliza a hipótese de que poderíamos estar tendo o efeito de balanço patrimonial, um efeito sobre as empresas, que explicaria tanto as razões da desvalorização, como o impacto em termos de retração da atividade econômica.

Sob a ótica das empresas, os impactos na atividade econômica de uma desvalorização cambial podem ser positivos ou negativos. Em linhas gerais, o benefício é o ganho em termos de competitividade com relação às firmas de outros países, dada a redução nos custos relacionados principalmente ao fator trabalho. Entretanto, se as firmas tiverem dívida atrelada à moeda estrangeira, a desvalorização pode ter mais custos do que benefícios, dado que o aumento da dívida impõe restrições à atuação das empresas, principalmente via mercado de crédito. Este é o efeito de balanço patrimonial, que parece ter sido determinante em vários países asiáticos para determinar a forte retração observada na economia.

O Brasil passou por duas fortes desvalorizações recentemente (1999 e 2002) e os impactos destas desvalorizações sobre o comportamento das empresas ainda são pouco conhecidos. O objetivo deste capítulo é contribuir para a identificação dos impactos destas desvalorizações, sobre o comportamento das empresas brasileiras. Através de dados microeconômicos, tratamos de identificar os impactos das desvalorizações nos investimentos das empresas.

Os resultados das estimações não permitem concluir que o efeito de balanço patrimonial é mais importante que o efeito competitividade ou que o efeito competitividade é maior que o efeito de balanço patrimonial para a amostra total. Os resultados apontam para um impacto de pequena magnitude nos investimentos das firmas que têm financiamento em moeda estrangeira no momento de uma variação na taxa de câmbio real. Entretanto, ao dividir a amostra em firmas de diferentes tamanhos, podemos observar um efeito de balanço patrimonial maior que o efeito de competitividade para firmas de tamanho grande. Firms de tamanho pequeno ou médio não parecem ter supremacia de um ou outro efeito.

Este capítulo está dividido da seguinte forma: após esta breve introdução, a seção dois faz uma pequena revisão da literatura. A parte três apresenta a base de dados e a parte quatro um modelo microeconômico. Na parte cinco apresentamos os resultados das estimações e a parte seis conclui.

4.2 Revisão da Literatura

Um dos primeiros autores que tratam de entender os motivos das crises asiáticas da segunda metade da década de 90, incorporando na análise os efeitos de balanço patrimonial, é Krugman (1999a; 1999b). Segundo o autor, o motivo para as desvalorizações, que provocaram restrição de investimentos e forte queda da atividade econômica, em função do efeito de balanço patrimonial das empresas dada as dívidas atrelada a moeda estrangeira, seria uma crise de confiança de investidores internacionais. Essa crise de confiança se justifica por ela mesma, dado o efeito de transferência (ajuste em conta corrente) e de balanço patrimonial. No caso, estaríamos frente a uma situação de múltiplos equilíbrios, e a crise de confiança seria o começo do problema para atingirmos um equilíbrio ruim.

O autor sugere então, medidas para prevenir e minimizar o efeito de novas crises. Medidas tradicionais de política econômica, como expansão monetária, não seriam efetivas neste cenário. Outras medidas recomendadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), como política fiscal austera, também não seriam efetivas, podendo inclusive agravar o problema. Segundo o autor, as medidas mais efetivas para prevenir novas crises seriam desestimular as dívidas atreladas à moeda estrangeira, que seriam a causa principal do problema enfrentando por esses países.

Em termos teóricos, o artigo de Céspedes, Chang e Velasco (2000) incorpora, entre outros aspectos, os efeitos de variação na taxa de câmbio sobre o comportamento das firmas. Os autores desenvolvem um pequeno modelo de uma economia fechada ou aberta, com salários rígidos, dívidas atreladas à moeda estrangeira e prêmio de risco endogenamente determinado. Os autores tratam de capturar os efeitos de choques externos, como de taxa de juros internacional ou de demanda mundial. Através da simulação de choques externos, um resultado importante do modelo é que quanto mais endividadas as empresas em moeda estrangeira, maior é o impacto negativo sobre produção e investimentos.

Também em termos de modelagem, podemos destacar o artigo de Pratap e Urrutia (2004), que constroem um modelo sobre o comportamento das firmas sob incerteza da taxa de câmbio real. Os autores calibram o modelo com dados de empresas de capital aberto mexicanas e analisam os efeitos da variação do câmbio real de 1995 a 1999. Os resultados de curto prazo do modelo são próximos ao ocorrido na economia mexicana, com aumento do peso da dívida, aumento das exportações e forte queda dos investimentos. A queda dos investimentos está relacionada a um grande efeito balanço patrimonial que domina o efeito competitividade. A médio prazo, o modelo não consegue prever o forte aumento das exportações de 1996-98, quando o câmbio real está em trajetória de apreciação, e nem o forte aumento das vendas domésticas. Segundo os autores, isto pode decorrer das mudanças estruturais da economia mexicana.

Um estudo interessante, mas que apenas discute as possíveis razões das desvalorizações cambiais serem contracionistas em países emergentes, é o de Frankel (2005). Primeiramente, o trabalho destaca a forte relação entre desvalorizações e mudanças de liderança política nesses países, mostrando que o custo político de uma desvalorização é alto. Já entre os motivos econômicos do efeito de uma desvalorização ser contracionista, o autor descarta o *passthrough* da desvalorização da taxa de câmbio para os bens importados, aumentando a inflação. O autor descarta este fator, pois o *passthrough* nos países em desenvolvimento vem se reduzindo, deixando esses países mais parecidos com os países industrializados. A não concretização de uma alta inflação no leste asiático, nas desvalorizações de 1997-98, e na Argentina de 2001 suportam, segundo o autor, esta visão. Assim, a principal razão para os efeitos contracionistas de uma desvalorização seria os efeitos sobre o balanço patrimonial das empresas. As dívidas contraídas em moeda estrangeira se tornam mais difíceis de serem honradas depois de uma desvalorização, resultando em calotes e falências, e

conseqüentemente em queda de produto. Nesse sentido, a recomendação de política econômica de longo prazo do autor, para diminuir os custos e a vulnerabilidade do efeito de balanço patrimonial sobre o produto, é uma maior abertura para o comércio internacional.

Em termos empíricos, podemos destacar alguns trabalhos, como o artigo de Bleakley e Cowan (2002), que faz um estudo com 450 firmas de cinco países da América Latina, tratando justamente de quantificar os efeitos de uma desvalorização cambial sobre os investimentos das firmas. Os estudos de Lobatto, Sangeeta e Somuano (2004) e Forbes (2006), tratam de entender os efeitos de desvalorizações do câmbio sobre o comportamento das firmas nas economias mexicana e brasileira, respectivamente. Já os artigos de Forbes (2002a; 2002b) usando uma base de dados mais ampla, tratam de entender os impactos de desvalorizações cambiais sobre a produção, o lucro e as decisões de investimentos de firmas nos países afetados por desvalorizações.

Para Bleakley e Cowan (2002), as desvalorizações afetam as empresas basicamente de duas formas. A primeira é o aumento de competitividade dada a redução de custos. O segundo é o efeito sobre o patrimônio líquido, dado o aumento do valor das dívidas contraídas em moeda estrangeira. Utilizando um painel não balanceado, controlando com variáveis *dummy* de país, variáveis de renda e vendas das firmas, além de variáveis macroeconômicas, os autores encontram que o efeito final da interação de desvalorização com dívida em moeda estrangeira é positiva para os investimentos, tanto investimentos em capital fixo como em estoques. Ou seja, firmas com dívidas atreladas à moeda estrangeira investem mais que firmas com dívidas em moeda doméstica após uma desvalorização cambial.

O resultado dos autores também mostra que as vendas e os ganhos das empresas têm relação positiva com a interação de desvalorização e dívida em moeda estrangeira. Estes resultados mostram que o efeito de competitividade é maior que o efeito sobre elevação de dívida no patrimônio líquido das empresas. Entretanto, o resultado pode advir do fato de as empresas que possuem dívidas atreladas à moeda estrangeira serem diferentes das empresas que contraem dívidas em moeda local. Para essas empresas, o efeito positivo do aumento de competitividade é maior que o efeito negativo sobre patrimônio líquido, dado que a maior parte destas empresas faz parte do setor comercializável da economia.

Utilizando dados de 202 firmas da economia mexicana, através de um painel não balanceado, Lobatto *et al* (2004) chegam a um resultado diferente de Bleakley e Cowan (2002). Os autores tratam de separar os efeitos de competitividade e de balanço patrimonial nas desvalorizações do peso mexicano de 1994 e 1998. Os resultados apontam um impacto negativo nos investimentos de firmas que tem dívida denominada em moeda estrangeira no momento de uma desvalorização cambial, havendo um efeito de balanço patrimonial maior que o efeito competitividade. Nas diversas especificações, as regressões por MQO e GMM geram parâmetros estimados, associado à variável combinada de dívida em moeda estrangeira e desvalorização, negativos e estatisticamente significantes. Controlando a regressão para firmas exportadoras, o parâmetro combinado torna-se positivo e estatisticamente significativo para este conjunto de firmas, mostrando, portanto, um efeito competitividade maior que o efeito de balanço patrimonial.

Em relação a estudos sobre firmas brasileiras, podemos destacar o de Janot (2006), que também encontra um resultado diferente de Bleakley e Cowan (2002). Janot (2006) trata de separar os efeitos de balanço patrimonial e de competitividade, utilizando ao invés de dívida em moeda estrangeira, uma medida de descasamento cambial, através de informações de *hedge* das empresas. Desta forma, o autor capta os efeitos de uma desvalorização cambial para firmas com passivos cambiais descobertos. A base de dados utilizada foi um painel não balanceado de 274 firmas brasileiras de 2000 a 2004, sendo o episódio de desvalorização analisado o do ano de 2002. Através de uma estimativa de diferenças-em-diferenças, o autor conclui que as firmas com descasamento cambial investiram menos em 2003 e 2004 em relação às firmas que não tiveram perdas patrimoniais na crise. Já as firmas exportadoras, que se beneficiam de uma desvalorização cambial, tiveram aumento de investimento em relação às firmas não exportadoras.

O estudo de Forbes (2002a) está focado em firmas produtoras de commodities. Utilizando uma base de 1.100 firmas ao redor do mundo entre 1996 e 2000, o autor trata de separar os impactos de curto e longo prazo de uma desvalorização cambial. Entre os impactos de curto prazo temos que, após a desvalorização as firmas domésticas têm um aumento na produção entre 15% e 25% e de lucro entre 15% e 25% acima de seus concorrentes no exterior (medido em moeda local). Já os impactos de longo prazo dependem da relação capital/produto, se a relação é alta, o impacto sobre investimentos e retorno acionário, que indica lucros de longo

prazo, é negativa. Isto ocorre, pois apesar do custo do trabalho ter reduzido, o custo de capital pode aumentar mais do que a desvalorização da moeda.

Outro artigo de Forbes (2002b) também é empírico, e utiliza dados de 13.500 firmas de 42 países, estudando o impacto sobre a performance das firmas em 12 casos de desvalorizações entre 1997 e 2000. O trabalho não aborda diretamente a questão dos investimentos, mas trata de captar os efeitos de uma desvalorização sobre vendas, renda líquida, capitalização de mercado e valores de ativos. A variável que tem mais relação com os investimentos é a capitalização de mercado, que é uma medida de valor de mercado, captando efeitos de lucratividade de longo prazo. Estimções feitas utilizando variáveis *dummies* para desvalorizações, apontam parâmetros estatisticamente significantes para a capitalização de mercado de firmas de países que tiveram desvalorizações da taxa de câmbio no ano anterior. Uma análise incluindo as características das firmas, aponta que firmas com dívidas (não há uma abertura de dívida em moeda local e em moeda estrangeira) têm uma performance pior, firmas exportadoras têm performance melhor e firmas grandes apresentam pior desempenho em comparação a firmas pequenas.

Também em termos empíricos, o artigo de Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) faz uma análise sobre movimentos de suspensão de fluxos de capitais (*Sudden Stops*), que estão associadas a desvalorizações reais em economias emergentes, e levam a queda das taxas de retorno, de investimento e de crescimento. Através de um painel de 32 países, entre economias emergentes e desenvolvidas, os autores observam que nas economias emergentes os movimentos de depreciação real do câmbio normalmente ocorrem juntamente com a suspensão dos fluxos de capitais (63% dos casos). Nas economias desenvolvidas, as desvalorizações ocorrem sem a suspensão dos fluxos de capitais (83% dos casos). Além disso, os movimentos de suspensão dos fluxos de capitais normalmente ocorrem em vários países simultaneamente (a mais pronunciada foi o movimento em países emergentes na crise Russa de 1998) e estão associados à elevação dos juros domésticos, perda de reservas internacionais e ajuste na conta corrente.

Os autores também tratam de determinar quais são os principais fatores que conduzem a uma suspensão dos fluxos de capitais. Através de um modelo Probit, os autores identificam que a vulnerabilidade dos países é dada pelo grau de dolarização das dívidas (privadas e públicas) e pelo grau de abertura da economia (medido pela oferta de bens transacionáveis em relação à

demanda de bens transacionáveis). Através de interações entre as duas variáveis, os autores identificam que o impacto sobre a suspensão de fluxos não se dá de forma linear. O efeito da dívida dolarizada é particularmente importante para países emergentes, dado que a grande maioria tinha uma dívida dolarizada acima da média. Uma *dummy* para os países emergentes não se mostrou significativa, indicando que a dolarização das dívidas pode estar captando bem a diferença entre os países. Outro ponto de destaque é que as regressões foram controladas por algumas variáveis macroeconômicas, como reservas internacionais sobre déficit em conta corrente, crescimento do crédito, investimento direto estrangeiro, termos de troca, crescimento e dívida pública, entre outras, que não se mostraram estatisticamente significantes.

4.3 Descrição da Base de Dados

A base de dados utilizada neste trabalho faz parte da Economática, que possui dados de empresas de capital aberto. Neste trabalho, foram utilizados dados de 517 firmas do setor real da economia, divididas em 19 setores, no período de 1995 a 2007, totalizando 3752 observações. Foram descartados os dados de empresas financeiras (Finanças e Seguros). Das firmas utilizadas, nem todas as firmas reportam as informações de endividamento em moeda estrangeira ao longo do tempo.

O número de firmas que reportaram endividamento em moeda estrangeira positivo ou igual a zero foi de 370, abordando todos os 19 setores, e totalizando 1853 observações. Os setores, e os respectivos números firmas e de observações, encontram-se na tabela 9.

As variáveis utilizadas nas regressões são basicamente de dívida bruta, de lucro operacional EBIT, de patrimônio líquido, de ativos totais, além da variável de endividamento em moeda estrangeira.¹⁵ As variáveis foram medidas em reais de dezembro de 2007, inflacionadas pelo IPCA do IBGE. As estatísticas dessas variáveis por setor encontram-se na tabela 10.

¹⁵ O lucro operacional EBIT (*earnings before interest and taxes*) considera o lucro operacional antes da incidência de taxa de juros e de imposto de renda.

Tabela 9 – Número de observações por setor

Setor	Firmas	Observações
Agro e Pesca	3	14
Alimentos e Beb	22	106
Comércio	18	99
Construção	18	81
Eletroeletrônicos	11	67
Energia Elétrica	45	250
Máquinas Indust	7	36
Mineração	2	18
Minerais não Met	6	33
Outros	74	401
Papel e Celulose	7	36
Petróleo e Gas	9	56
Química	23	99
Siderur & Metalur	34	173
Software e Dados	2	5
Telecomunicações	39	135
Textil	24	113
Transporte Serviç	11	43
Veiculos e peças	15	88
Total	370	1853

Tabela 10 – Informações das firmas, médias por setor (R\$ mil de dez/07)

Setor	Investimento	Ati Tot	Pat Liq	Luc EBIT	Dív Bru	Fin M Est
Agro e Pesca	8.713	115.197	43.247	6.025	29.186	2.318
Alimentos e Beb	1.091.002	1.582.262	912.992	67.549	207.938	153.666
Comércio	98.707	1.088.536	443.044	74.261	180.235	113.127
Construção	69.530	432.804	153.374	5.003	104.159	11.721
Eletroeletrônicos	311.876	729.950	407.775	12.876	85.414	88.498
Energia Elétrica	1.901.510	6.830.837	3.994.844	290.428	920.359	650.016
Máquinas Indust	282.747	600.605	441.608	27.956	32.767	27.695
Mineração	8.746.884	16.026.010	9.214.845	1.858.842	1.546.845	1.893.724
Minerais não Met	123.785	433.232	274.435	12.521	43.576	45.491
Outros	530.681	1.106.973	726.832	38.727	155.338	76.673
Papel e Celulose	528.085	1.723.637	1.047.805	118.626	355.543	200.403
Petróleo e Gas	2.809.363	19.998.380	9.146.762	3.945.674	1.724.223	1.928.717
Química	644.313	1.778.309	1.237.783	34.232	108.068	53.204
Siderur & Metalur	929.666	3.075.546	1.440.333	247.489	622.709	588.765
Software e Dados	65.930	431.028	154.469	62.000	77.614	0
Telecomunicações	1.422.299	3.426.321	2.723.901	163.831	159.935	181.283
Textil	124.543	287.749	176.357	9.740	30.462	7.034
Transporte Serviç	448.893	649.660	336.528	10.834	78.411	28.057
Veiculos e peças	93.180	227.880	-85.012	1.807	91.078	24.618
Média	888.735	2.845.304	1.607.693	234.466	346.403	278.047

Na tabela 10, podemos observar que o tamanho das firmas entre os diferentes setores são bem diferentes. Em termos de ativos totais, de um lado, as firmas dos setores de Petróleo e Gás e de Mineração, com ativos totais de R\$ 20,0 bilhões e R\$ 16,0 bilhões, têm tamanho bem acima da média, que é de R\$ 2,8 bilhões. De outro lado, as firmas dos setores de

Agropecuária e Pesca (R\$ 115 milhões), Veículos e Peças (R\$ 228 milhões) e Têxtil (R\$ 288 milhões) tem tamanho muito inferior à média.

Em termos de investimentos, as firmas do setor de Mineração são as que mais investem, com investimento médio de R\$ 8,7 bilhões por firma no período. Em seguida, estão as firmas dos setores de Petróleo e Gás (R\$ 2,8 bilhões), Energia Elétrica (R\$ 1,9 bilhão) e Telecomunicações (R\$ 1,4 bilhão).

Já o financiamento em moeda estrangeira é maior nas empresas de Petróleo e Gás e de Mineração, sendo de R\$ 1,9 bilhão em ambos os setores. As firmas dos outros setores têm financiamento em moeda estrangeira de menor magnitude, com destaque para os setores de Energia Elétrica (R\$ 650 milhões) e de Siderurgia e Metalurgia (R\$ 589 milhões).

Como o tamanho das firmas dos diferentes setores é muito diferente, é importante analisar essas variáveis controlando pelo tamanho da firma. A tabela 11 traz as mesmas variáveis controladas por ativo total. Em termos de investimento, podemos observar que os setores que mais investem, controlados pelo tamanho, são os setores de Serviços de Transporte, com investimentos de 69,1% do seu patrimônio, e o setor de Alimentos e Bebidas, com investimentos de 69,0% do patrimônio. Na sequência, os destaques são os setores de Mineração (54,6%), Máquinas Industriais (47,1%), Têxteis (43,3%), Eletroeletrônicos (42,7%), Telecomunicações (41,5%) e Veículos e Peças (40,9%), além do grupo outros, com investimentos de 47,9% do patrimônio. Já as firmas que apresentam baixos investimentos em relação ao tamanho, pertencem aos setores de Agropecuária e Pesca (7,6%), Comércio (9,1%), Petróleo e Gás (14,0%) Software e Dados (15,3%) e Construção (16,1%).

Em termos de financiamento em moeda estrangeira, as firmas do setor de Siderurgia e Metalurgia são as que mais se endividam em moeda estrangeira, com um valor de 19,1% dos ativos totais. As firmas dos demais setores têm financiamento em moeda estrangeira mais baixos, mas ainda importantes, com destaques para as firmas dos setores de Eletroeletrônicos (12,1%), Mineração (11,8%), Papel e Celulose (11,6%), Veículos e Peças (10,8%), Minerais não Metálicos (10,5%) e Comércio (10,4%). Do outro lado temos as firmas dos setores com nenhum endividamento ou baixo endividamento em moeda estrangeira, com destaque para os setores de Software e Dados (0,0%), Agropecuária e Pesca (2,0%), Têxtil (2,4%), Construção (2,7%) e Química (3,0%).

Tabela 11 – Informações das firmas por setor controladas por ativos totais

Setor	Investimento	Pat Liq	Luc EBIT	Dív Bru	Fin M Est
Agro e Pesca	7,6%	37,5%	5,2%	25,3%	2,0%
Alimentos e Beb	69,0%	57,7%	4,3%	13,1%	9,7%
Comércio	9,1%	40,7%	6,8%	16,6%	10,4%
Construção	16,1%	35,4%	1,2%	24,1%	2,7%
Eletroeletrônicos	42,7%	55,9%	1,8%	11,7%	12,1%
Energia Elétrica	27,8%	58,5%	4,3%	13,5%	9,5%
Máquinas Indust	47,1%	73,5%	4,7%	5,5%	4,6%
Mineração	54,6%	57,5%	11,6%	9,7%	11,8%
Minerais não Met	28,6%	63,3%	2,9%	10,1%	10,5%
Outros	47,9%	65,7%	3,5%	14,0%	6,9%
Papel e Celulose	30,6%	60,8%	6,9%	20,6%	11,6%
Petróleo e Gas	14,0%	45,7%	19,7%	8,6%	9,6%
Química	36,2%	69,6%	1,9%	6,1%	3,0%
Siderur & Metalur	30,2%	46,8%	8,0%	20,2%	19,1%
Software e Dados	15,3%	35,8%	14,4%	18,0%	0,0%
Telecomunicações	41,5%	79,5%	4,8%	4,7%	5,3%
Textil	43,3%	61,3%	3,4%	10,6%	2,4%
Transporte Serviç	69,1%	51,8%	1,7%	12,1%	4,3%
Veículos e peças	40,9%	-37,3%	0,8%	40,0%	10,8%
Média	31,2%	56,5%	8,2%	12,2%	9,8%

Após este breve descrição dos dados, a próxima seção apresenta a forma em que tratamos de entender como variações na taxa de câmbio real afetam os investimentos das firmas.

4.4 Modelo

Partindo de uma função objetivo padrão para as firmas, que é a maximização de lucro, temos que tratar de entender como variações na taxa de câmbio real afetam as decisões de investimentos por parte das firmas. De forma geral, uma desvalorização pode ter impactos positivos e negativos. Entre os impactos positivos, podemos destacar o efeito competitividade, que reduzindo o custo de produção doméstico, em relação ao preço do produto, faz as firmas aumentarem a produção e conseqüentemente os investimentos. Do lado negativo, uma desvalorização aumenta a dívida contraída em moeda estrangeira, ou o custo de oportunidade do capital, que pode se potencializar se houverem restrições no mercado de crédito. Este segundo fator fará com que as firmas reduzam os investimentos. O resultado final de uma variação na taxa de câmbio sobre os investimentos é então indeterminado.

A equação 20 a seguir é uma representação simplificada do lucro de uma firma qualquer num mercado competitivo, onde p é o lucro, P é o preço do produto vendido pela firma, $f(.)$ é a

função de produção, K é a quantidade contratada de capital, L é a quantidade contratada de trabalho, w é o custo de oportunidade do trabalho e v é o custo de oportunidade do capital.

$$p = P f(K, L) - wL - vK \quad (20)$$

Para maximizar o lucro, a firma deve escolher as quantidades ótimas de capital e de trabalho, que saem das condições de primeira ordem da maximização da função. Essa maximização gera os seguintes equilíbrios na contratação dos insumos:

$$\frac{\partial f}{\partial K} P = v \quad (21)$$

$$\frac{\partial f}{\partial L} P = w \quad (22)$$

Ou seja, a produtividade marginal do capital vezes o preço do produto tem que ser igual ao custo de oportunidade do capital e a produtividade marginal do trabalho vezes o preço do produto tem que ser igual ao custo de oportunidade do trabalho.

Resolvendo as equações (21) e (22) para as quantidades ótimas de capital e de trabalho, chegamos às funções demanda pelos insumos, representados pelas funções abaixo.

$$K^* = K(P, v, w) \quad (23)$$

$$L^* = L(P, v, w) \quad (24)$$

Até aqui, estes são os resultados padrões da microeconomia clássica. Temos que incorporar, então como a taxa de câmbio afeta a alocação ótima de capital e trabalho. Uma variação na taxa de câmbio real pode modificar o valor de P . Quanto mais comercializável com o exterior for o produto, maior o impacto no preço de venda do mesmo. Assim, uma desvalorização cambial faria com que o preço P se elevasse e isto faria com que K^* e L^* se elevassem também.

Por outro lado, a variação no câmbio real também pode afetar v , que é o custo de oportunidade do capital. Isto pode derivar tanto de um aumento do preço do capital, que pode

ser determinado no mercado internacional, ou, mais importante, por uma restrição de crédito, elevando as taxas de juros sobre os empréstimos. A idéia aqui é que uma desvalorização cambial, ao aumentar a dívida em moeda estrangeira da firma, eleve as restrições de concessão de crédito a essa firma, elevando então o custo de oportunidade do capital. Ao aumentar esse custo de oportunidade, tudo mais constante, a firma decidirá por contratar uma menor quantidade de capital.

Assim, vemos nas equações (25) e (26) abaixo a forma em que variações na taxa de câmbio real, representado por e , afetam a quantidade ótima de capital.

$$K^* = K(P(e), v(e), w) \quad (25)$$

$$\frac{\partial K^*}{\partial e} = \frac{\partial K}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial e} + \frac{\partial K}{\partial v} \frac{\partial v}{\partial e} \quad (26)$$

Podemos interpretar na equação (26), que o primeiro termo do lado direito da equação é o efeito competitividade, representando a variação do estoque de capital devido ao impacto da desvalorização cambial no preço de venda do produto. Já o segundo termo do lado direito da equação, seria o efeito balanço patrimonial, captando a variação do estoque de capital devido ao impacto da desvalorização cambial no custo de oportunidade de capital. Claramente, o efeito de uma variação da taxa de câmbio real é indeterminado no estoque de capital.

Assim, o efeito de uma variação no câmbio real depende muito do tipo de firma. Quanto maior o impacto no preço P , maior o aumento do estoque de capital devido ao efeito competitividade. Desta forma, quanto mais *tradeable* for o produto produzido pela firma, maior será o efeito competitividade. Do outro lado, quanto maior o impacto no custo de oportunidade do capital v , maior a redução do estoque de capital. Assim, firmas com elevadas dívidas em moeda estrangeira podem ter forte redução do estoque de capital devido a restrições no mercado de crédito.

Para estimar os efeitos da variação na taxa de câmbio real no estoque de capital, teríamos que observar o estoque de capital das firmas, mas esta variável não é observada. A variável observada é o investimento feito pelas firmas. A relação entre estoque de capital e investimento pode ser descrita pela equação (27), onde a d representa a taxa de depreciação do capital.

$$K_t = (1 - d)K_{t-1} + I_t \quad (27)$$

Da equação acima vemos que se $I_t = dK_{t-1}$ o estoque de capital estará constante ao longo do tempo. Entretanto, também não observamos a variável d . De qualquer forma, o estoque de capital só pode variar com relação a uma mudança da taxa de câmbio real, por variações nos investimentos, dado que a taxa de depreciação e o estoque de capital em $t-1$ são dados. Assim, se os investimentos aumentam em virtude de uma desvalorização cambial, tudo mais constante, temos um efeito competitividade maior que o efeito balanço patrimonial e se os investimentos se reduzem após uma desvalorização cambial temos um efeito balanço patrimonial maior que o efeito competitividade.

Assim, a análise de nossas regressões se dará nos investimentos, que é a variável observada das firmas. A partir da dinâmica dos investimentos e de sua relação com variáveis explicativas trataremos de quantificar os efeitos competitividade e de balanço patrimonial derivados de uma variação cambial.

Uma ressalva que deve ser feita, é que este modelo apresentado trata as firmas em um mercado competitivo, mas, em muitos mercados temos uma situação de competição imperfeita. A principal diferença nos mercados de competição imperfeita é que o preço de venda não é dado pelo mercado, sendo este afetado também pela quantidade produzida pela firma. Em linhas gerais, o aumento ou não dos investimentos em relação a uma variação cambial também vão se modificar em firmas inseridas em mercados de competição imperfeita, com estas firmas também se deparando com um efeito competitividade e um efeito de balanço patrimonial.

4.5 Estimações e Resultados

Nesta seção, vamos tratar de entender os determinantes dos investimentos. Para isso vamos utilizar os dados apresentados na seção três, incluindo uma abertura adicional do financiamento em moeda estrangeira, que é a distinção entre curto prazo e longo prazo. A distinção do período do financiamento é importante, pois uma desvalorização cambial tem

diferentes efeitos restritivos por parte de quem concede o empréstimo se o devedor tem uma dívida de curto ou de longo prazo. Dívidas de longo prazo devem ter efeitos de restrição muito mais brandos em relação a dívidas de curto prazo no momento de uma desvalorização cambial. Isto ocorre, pois uma dívida de longo prazo não precisa ser paga no momento da desvalorização, diferentemente de uma dívida de curto prazo, que pode ter que ser paga, limitando as ações de investimento das firmas.

As regressões foram todas controladas pelo tamanho da empresa, utilizando como *proxy* para tamanho os ativos totais das firmas. De uma forma geral, foram estimadas três especificações. A primeira especificação (equação 28) tem o investimento (I) da firma no período t como função, do patrimônio líquido (PL) em $t-1$, do lucro operacional EBIT (L) em $t-1$, da dívida bruta (DB) em $t-1$, da variação cambial (VC) em t , que é igual para todas as firmas, e de um efeito fixo (EF), que pode ser de firma ou de setor.

$$I_{i,t} = b_0 + b_1 PL_{i,t-1} + b_2 L_{i,t-1} + b_3 DB_{i,t-1} + b_4 VC_t + EF_i + e_{i,t} \quad (28)$$

A especificação seguinte (equação 29) incorpora o financiamento em moeda estrangeira da firma no período $t-1$, dividido em longo prazo ($FMELP$) e curto prazo ($FMECP$).

$$I_{i,t} = b_0 + b_1 PL_{i,t-1} + b_2 L_{i,t-1} + b_3 DB_{i,t-1} + b_4 VC_t + b_5 FMELP_{i,t-1} + b_6 FMECP_{i,t-1} + EF_i + e_{i,t} \quad (29)$$

A terceira especificação (equação 30) incorpora o termo cruzado de dívida em moeda estrangeira multiplicado pela variação cambial (VC) no período t .¹⁶ O parâmetro associado a este termo traz as informações com relação ao efeito da taxa de câmbio combinado com a dívida em moeda estrangeira sobre os investimentos. Como já estamos controlando nossas regressões pela variação cambial e pela dívida em moeda estrangeira, se o parâmetro estimado associado a variável conjunta for negativo, temos que as firmas endividadas em moeda estrangeira possuem um efeito balanço patrimonial que supera o efeito competitividade. Já se

¹⁶ Utilizamos como medida de variação cambial a taxa de câmbio média de dezembro do ano t em relação à taxa de câmbio média de dezembro do ano $t-1$. A razão da escolha é devido as firmas reportarem os valores em seus balanços com referencia a data do balanço, que é feito ao final do último trimestre de cada ano. De qualquer forma, outras medidas de variação cambial, como taxa de câmbio média do ano, foram testadas, mas os resultados são muito parecidos.

o parâmetro estimado for positivo, temos um efeito competitividade que supera o efeito balanço patrimonial.

$$I_{i,t} = b_0 + b_1 PL_{i,t-1} + b_2 L_{i,t-1} + b_3 DB_{i,t-1} + b_4 VC_t + b_5 FMELP_{i,t-1} + b_6 FMECP_{i,t-1} + b_7 FMELP_{i,t-1} VC_t + b_8 FMECP_{i,t-1} VC_t + EF_i + e_{i,t} \quad (30)$$

A tabela 12 traz os resultados utilizando efeito fixo de firma. Na especificação (A), que segue a equação (28), temos que os parâmetros associados a constante e ao patrimônio líquido são estatisticamente significantes. Quanto maior o patrimônio, em relação aos ativos totais, maior será o investimento da firma. Já os parâmetros associados as variáveis de lucro operacional EBIT, dívida bruta e variação cambial não são estatisticamente significantes.

Tabela 12 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2855*** (0,0024)	0,3740*** (0,0049)	0,3744*** (0,0049)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,0008*** (0,0001)	0,0011*** (0,0002)	0,0010*** (0,0002)
Lucro Op EBIT (t-1)	0,0013 (0,0024)	0,0016 (0,0026)	0,0016 (0,0026)
Dívida Bruta (t-1)	-0,0003 (0,0010)	-0,0040 (0,0045)	-0,0040 (0,0045)
Variação Cambial (t)	0,0009 (0,0110)	0,0065 (0,0168)	0,0133 (0,0188)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,4168*** (0,0957)	-0,4282*** (0,0964)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,1114 (0,0799)	-0,1177 (0,0801)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,2381 (0,2146)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			0,0280 (0,2711)
número de observações	3752	1853	1853
número de firmas	517	370	370
R ²	0,0175	0,0402	0,0410

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na especificação (B), temos a incorporação do financiamento em moeda estrangeira com distinção entre curto e longo prazo - equação (29). O valor estimado para financiamento em moeda estrangeira é negativo e estatisticamente significativo a 1%. O valor negativo, nos diz que as firmas que tem maior financiamento de longo prazo em moeda estrangeira, em relação

ao seu tamanho, investem relativamente menos. Já o parâmetro associado ao financiamento de curto prazo em moeda estrangeira não se mostrou estatisticamente significativo.

Por último, temos a especificação (C), equação (30), que incorpora a variável de interação entre dívida em moeda estrangeira e variação na taxa de câmbio, tratando de captar os efeitos competitividade e de balanço patrimonial. Tanto para endividamento de curto prazo, como para endividamento de longo prazo, esta interação não se mostrou estatisticamente significativa. A princípio, isto pode indicar que variações na taxa de câmbio teriam efeitos competitividade e de balanço patrimonial muito pequenos ou que esses efeitos, de direções opostas, se anulam.¹⁷

A tabela 13 traz as mesmas equações da tabela anterior, mas utiliza efeito fixo de setor ao invés de efeito fixo de firma. Em linhas gerais, observamos em todas as especificações, que o parâmetro associado ao patrimônio líquido continua estatisticamente significativo, com parâmetro estimado próximo ao encontrado anteriormente. Uma diferença entre as estimações com efeito setor se dá com relação ao parâmetro associado à dívida bruta, que é estatisticamente significativo a 1% nas especificações (B) e (C). O parâmetro negativo, nos diz que firmas com maiores dívidas, em relação aos seus ativos, investem menos.

Ainda no controle das regressões com efeito setor, temos que em uma das especificações (especificação A), o parâmetro associado à variação cambial se mostrou negativo e estatisticamente significativo a 10%. A relação aqui seria de que uma depreciação cambial levaria a um menor nível de investimentos pelas firmas. Com relação as variáveis de financiamento em moeda estrangeira, observamos parâmetros negativos e estatisticamente significantes, tanto para financiamentos de curto prazo, como para financiamentos de longo prazo, ou seja, firmas com maiores financiamentos em moeda estrangeira, em relação ao seu tamanho, investem menos.

¹⁷ Outras especificações e outras medidas para as variáveis foram testadas, mas os resultados não se alteraram. Foram utilizadas outras medidas de lucro e de dívida, como lucro líquido e dívida líquida.

Tabela 13 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2882*** (0,0055)	0,4000*** (0,0092)	0,3998*** (0,0092)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,0004* (0,0002)	0,0010*** (0,0003)	0,0010*** (0,0003)
Lucro Op EBIT (t-1)	0,0003 (0,0038)	0,0035 (0,0041)	0,0034 (0,0041)
Dívida Bruta (t-1)	-0,0013 (0,0020)	-0,0237*** (0,0075)	-0,0237*** (0,0075)
Variação Cambial (t)	-0,0483* (0,0250)	-0,0291 (0,0365)	-0,0063 (0,0408)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,6681*** (0,1079)	-0,6607*** (0,1081)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,7712*** (0,1371)	-0,7505*** (0,1377)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,0134 (0,4648)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,9018 (0,5567)
número de observações	3752	1853	1853
número de setores	19	19	19
R ²	0,0026	0,0558	0,0572

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Já o efeito combinado de financiamento em moeda estrangeira com variações da taxa de câmbio, não são estatisticamente significantes. Novamente, isto pode derivar de efeitos de competitividade e de balanço patrimonial igualmente importantes, mas de sinais contrários, ou de efeitos com reduzida importância sobre os investimentos das firmas. Há que se destacar, entretanto, que o parâmetro da variável conjunta associado ao curto prazo, tem p valor igual a 0,105, indicando que pode haver então um efeito de balanço patrimonial que domina o efeito competitividade. Isto seria consequência do fato de firmas com maiores dívidas em moeda estrangeira serem mais afetadas, com redução de investimentos, em relação às firmas que não possuem dívidas em moeda estrangeira, no momento de uma desvalorização cambial.

De qualquer forma, estatisticamente, nas equações estimadas até então, não observamos predominância de importância dos efeitos competitividade ou de balanço patrimonial. Uma possível razão é que estamos trabalhando com firmas de diferentes tamanhos, que tem diferentes restrições em relação a crédito, e portanto, respondem de formas diferentes em relação a uma mudança cambial. Nas equações estimadas acima, o impacto diferenciado em relação ao tamanho da firma pode elevar a variância do parâmetro estimado, tornando-o estatisticamente não significativo.

Para verificar se esta diferenciação de impacto entre as firmas existe e torna nosso parâmetro estimado estatisticamente não significativo, estimamos as mesmas regressões anteriores dividindo a amostra entre firmas pequenas, médias e grandes. O critério utilizado para o tamanho das firmas foram os ativos totais, e dividimos as firmas em três grupos iguais.¹⁸ Estimamos as regressões também com duas especificações para os efeitos fixos, utilizando efeito fixo de firma e efeito fixo de setor.

A tabela 14 traz os resultados das estimações para as firmas de tamanho pequeno, considerando efeito fixo de firma. Em comparação com os resultados da tabela 4, que inclui a amostra total, temos que o parâmetro associado ao patrimônio líquido continua estatisticamente significativo a 1% em todas as especificações, com valores ligeiramente menores no caso de firmas pequenas. Uma diferença marcante para firmas pequenas é o parâmetro associado ao lucro operacional, que é positivo e estatisticamente significativo em todas as especificações. Isto pode indicar alguma restrição de financiamento a firmas pequenas, que então aumentam os investimentos quando o lucro operacional é maior. Os parâmetros associados à dívida bruta e à variação cambial não são estatisticamente significantes em nenhuma das especificações. As variáveis de financiamento em moeda estrangeira e sua interação com variações na taxa de câmbio real também não se mostraram estatisticamente significantes em nenhuma especificação. Isto indica que parece não haver predominância dos efeitos competitividade ou de balanço patrimonial para firmas pequenas.

¹⁸ O primeiro grupo incorpora firmas com ativos de até R\$ 192 milhões, o segundo grupo, firmas com faturamento entre R\$ 192 milhões e R\$ 1.080 milhões, e o terceiro grupo, firmas com faturamento acima de R\$ 1.080 milhões. A divisão foi feita considerando o mesmo número de observações para as especificações (B) e (C), mas como o número total não é múltiplo de 3, o grupo de firmas médias ficou com uma observação a menos. Já a especificação (A), que inclui firmas que não reportam endividamento em moeda estrangeira, tem número de observações diferentes entre os três grupos, dependendo da disponibilidade de dados.

Tabela 14 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas pequenas

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2414*** (0,0044)	0,2932*** (0,0075)	0,2934*** (0,0075)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,0005*** (0,0001)	0,0008*** (0,0002)	0,0008*** (0,0002)
Lucro Op EBIT (t-1)	0,0103*** (0,0029)	0,0095*** (0,0032)	0,0095*** (0,0033)
Dívida Bruta (t-1)	-0,0005 (0,0010)	-0,0038 (0,0049)	-0,0038 (0,0049)
Variação Cambial (t)	0,0193 (0,0199)	0,0272 (0,0300)	0,0272 (0,0315)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,0398 (0,3759)	0,0014 (0,3903)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,0540 (0,2911)	-0,0723 (0,3080)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,4675 (1,1669)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			0,2009 (0,8306)
número de observações	1082	618	618
número de firmas	186	141	141
R ²	0,0419	0,0717	0,0721

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O resultado das regressões para as firmas médias (tabela 15), com efeito fixo de firma, mostra um resultado um pouco diferente. Na especificação (A), temos lucro operacional e dívida bruta com parâmetros negativos e estatisticamente significantes a 1%. Isto indica que, aumento de lucro ou aumento de dívida implica em menores investimentos. Entretanto, estas duas relações não são estatisticamente significantes nas especificações (B) e (C). Com relação as variáveis de financiamento em moeda estrangeira, e as interações com a variação da taxa de câmbio real, não temos parâmetros estatisticamente significantes, chegando então as mesmas conclusões anteriores, de que nenhum efeito tem predomínio. Vale salientar que o parâmetro associado ao patrimônio líquido deixou de ser estatisticamente significativo em todas as especificações.

Tabela 15 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas médias

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,3583*** (0,0134)	0,4024*** (0,0255)	0,3999*** (0,0257)
Patrimônio Líquido (t-1)	-0,0244 (0,0159)	0,0297 (0,0309)	0,0301 (0,0311)
Lucro Op EBIT (t-1)	-0,1661*** (0,0534)	-0,0931 (0,0828)	-0,0943 (0,0829)
Dívida Bruta (t-1)	-0,1252*** (0,0487)	0,0964 (0,0979)	0,0993 (0,0986)
Variação Cambial (t)	-0,0130 (0,0177)	-0,0135 (0,0243)	-0,0121 (0,0266)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,0984 (0,1359)	-0,0528 (0,1399)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,1513 (0,1310)	-0,0851 (0,1410)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			0,3661 (0,3174)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,4916 (0,4277)
número de observações	1328	617	617
número de firmas	264	172	172
R ²	0,0147	0,0078	0,0121

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A tabela 16 traz os resultados para firma grandes e aqui temos algumas diferenças mais marcantes. O parâmetro associado ao patrimônio líquido volta a ser estatisticamente significativo a 1% nas especificações (B) e (C). O parâmetro associado à variação cambial é negativo e estatisticamente significativo a 5% nas especificações (A) e (B), mas, ao controlar pela variável conjunta, de financiamento em moeda estrangeira com variação cambial, a variação cambial sozinha deixa de ser estatisticamente significativa. Entretanto, financiamento em moeda estrangeira de longo prazo combinado com variação cambial, gera um parâmetro estimado negativo e estatisticamente significativo a 5%. Este pode ser um indicativo de que firmas grandes sofrem um impacto de balanço patrimonial maior que o efeito competitividade. Por último, assim como na amostra total, o parâmetro associado ao financiamento em moeda estrangeira de longo prazo é negativo e estatisticamente significativo a 1%.

Tabela 16 – Regressões de investimento com efeito fixo de firma – firmas grandes

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2662*** (0,0244)	0,2969*** (0,0439)	0,2940*** (0,0438)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,0430 (0,0322)	0,1825*** (0,0588)	0,1903*** (0,0587)
Lucro Op EBIT (t-1)	-0,1635** (0,0725)	-0,2156 (0,1381)	-0,2065 (0,1378)
Dívida Bruta (t-1)	-0,0210 (0,0528)	0,1065 (0,0978)	0,0906 (0,0982)
Variação Cambial (t)	-0,0398** (0,0178)	-0,0687** (0,0272)	-0,0512 (0,0334)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,6826*** (0,1319)	-0,6993*** (0,1318)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,1727 (0,1248)	-0,1263 (0,1286)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,5448** (0,2630)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			0,3742 (0,3695)
número de observações	1342	618	618
número de firmas	205	130	130
R ²	0,014	0,1208	0,1300

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados até o momento apontam que os efeitos competitividade e de balanço patrimonial não diferem significativamente entre as firmas de diferentes tamanhos quando controlados por efeito fixo de firma. A exceção são as firmas grandes, que parecem ter um efeito de balanço patrimonial que é superior ao efeito competitividade. O fato é que, o parâmetro associado ao financiamento de longo prazo em moeda estrangeira combinado com variação cambial é negativo e estatisticamente significativo.

As regressões utilizando efeito fixo de setor estão nas tabelas 17 (firmas pequenas), 18 (firmas médias) e 19 (firmas grandes). No caso das firmas pequenas, comparando o resultado com a tabela 5, que inclui todas as firmas, temos como principal diferença o parâmetro estimado em relação ao lucro operacional. Da mesma forma que quando controlamos por efeito firma, o controle por efeito setor nos dá um parâmetro positivo e estatisticamente significativo a 5% em todas as especificações para o lucro operacional. Novamente isto deve derivar de algumas restrições encontradas por firmas pequenas no mercado crédito, dado que o investimento aumenta quando os lucros são maiores. O parâmetro associado à dívida bruta, apesar de manter o sinal negativo, não é estatisticamente significativo. Com relação aos financiamentos em moeda estrangeira, apenas o de curto prazo se mostra estatisticamente significativo, com

sinal negativo. Já os parâmetros das variáveis conjuntas não são estatisticamente significantes, indicando não haver predominância do efeito competitividade ou de balanço patrimonial.

Tabela 17 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas pequenas

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2423*** (0,0101)	0,3100*** (0,0152)	0,3098*** (0,0152)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,0003 (0,0002)	0,0004 (0,0003)	0,0004 (0,0003)
Lucro Op EBIT (t-1)	0,0117** (0,0051)	0,0137** (0,0057)	0,0137** (0,0057)
Dívida Bruta (t-1)	-0,0002 (0,0019)	-0,0128 (0,0078)	-0,0128 (0,0078)
Variação Cambial (t)	-0,0092 (0,0438)	-0,0127 (0,0620)	-0,0041 (0,0646)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,6925 (0,5671)	-0,5788 (0,6522)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,9711*** (0,3545)	-0,9718*** (0,3575)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,5181 (2,3966)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,4951 (1,3071)
número de observações	1082	618	618
número de setores	17	17	17
R ²	0,0074	0,0361	0,0365

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O resultado das regressões para firmas médias controlando por setor traz resultados um pouco diferentes (tabela 18). Comparando com a amostra total, temos que o parâmetro associado a variável de patrimônio líquido é muito mais elevado. Além disso, o parâmetro associado ao lucro operacional é negativo e estatisticamente significativo, isto quer dizer que firmas com menores lucros investem proporcionalmente mais. Já a dívida bruta, diferentemente da regressão com amostra total, tem parâmetro estimado positivo e estatisticamente significativo nas especificações (B) e (C), implicando que as firmas mais endividadas investem mais. Por outro lado, como na amostra total, os parâmetros associados ao endividamento em moeda estrangeira, de curto e de longo prazo, são negativos e estatisticamente significantes, indicando que as firmas que tem financiamento em moeda estrangeira investem proporcionalmente menos. Já as interações dos endividamentos em moeda estrangeira com a variação da taxa de câmbio real não são estatisticamente significantes.

Tabela 18 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas médias

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	0,2638*** (0,0214)	0,2003*** (0,0330)	0,1979*** (0,0330)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,1658*** (0,0237)	0,3561*** (0,0373)	0,3598*** (0,0373)
Lucro Op EBIT (t-1)	-0,0137*** (0,0053)	-0,0134** (0,0054)	-0,0133** (0,0054)
Dívida Bruta (t-1)	-0,1363* (0,0735)	0,7153*** (0,1242)	0,7210*** (0,1244)
Variação Cambial (t)	-0,0550 (0,0414)	0,0030 (0,0598)	-0,0206 (0,0655)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,9610*** (0,1999)	-0,9478*** (0,2008)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,9645*** (0,2066)	-1,0966*** (0,2225)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,5414 (0,7766)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			1,5589 -0,9493
número de observações	1328	617	617
número de setores	19	19	19
R ²	0,0876	0,2054	0,2091

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por último, a tabela 19 nos mostra os resultados para firmas grandes. O patrimônio líquido continua sendo importante para determinação do investimento, mas o parâmetro estimado é significativamente maior neste caso. Já o parâmetro associado ao lucro operacional, assim como ocorreu para firmas médias, é negativo e estatisticamente significativo. A dívida bruta também tem parâmetro estimado significativo e com sinal diferente do encontrado na amostra total. Seu parâmetro positivo, assim como ocorreu para firmas médias, indica que firmas endividadas investem mais.

Tabela 19 – Regressões de investimento com efeito fixo de setor – firmas grandes

Variáveis independentes	Especificação		
	(A)	(B)	(C)
Constante	-0,0209 (0,0323)	0,1203** (0,0496)	0,1310*** (0,0496)
Patrimônio Líquido (t-1)	0,5733*** (0,0398)	0,5221*** (0,0616)	0,5115*** (0,0615)
Lucro Op EBIT (t-1)	-1,2902*** (0,1061)	-1,7382*** (0,1767)	-1,7208*** (0,1760)
Dívida Bruta (t-1)	0,4344*** (0,0755)	0,5201*** (0,1136)	0,4963*** (0,1140)
Variação Cambial (t)	-0,1326*** (0,0349)	-0,0646 (0,0503)	0,0081 (0,0615)
Fin. Moeda Estrangeira LP (t-1)		-0,5442*** (0,1234)	-0,5333*** (0,1229)
Fin. Moeda Estrangeira CP (t-1)		-0,4923*** (0,1862)	-0,5756*** (0,1881)
(Fin. Moeda Est.LP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-0,1509 (0,4787)
(Fin. Moeda Est.CP (t-1)) * (Var.Câmbio Real)			-1,8237*** (0,6542)
número de observações	1342	618	618
número de setores	17	16	16
R ²	0,2720	0,3164	0,3254

Nota: desvio-padrão em parênteses, abaixo de cada coeficiente. *, ** e *** indicam que o coeficiente estimado é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A variação cambial também mostrou-se estatisticamente significativa na equação em que não há controle para o endividamento externo (especificação A). Neste caso, uma desvalorização cambial diminui os investimentos. Controlando por financiamento em moeda estrangeira, o parâmetro associado à variação cambial deixa de ser estatisticamente significativo. Neste caso, os parâmetros associados ao endividamento externo são negativos e estatisticamente significantes, assim como ocorre na amostra total. Por fim, a combinação de endividamento externo e variação cambial gera um parâmetro negativo e estatisticamente significativo para o financiamento de curto prazo, indicando novamente que podemos ter um efeito de balanço patrimonial superior ao efeito competitividade para firmas grandes.

De forma geral, as diversas especificações testadas não nos permitem chegar a uma conclusão robusta de que o efeito competitividade ou o efeito de balanço patrimonial é mais importante. A maior parte das regressões apontam para parâmetros de interação de endividamento em moeda estrangeira com variações na taxa de câmbio real como não significantes. As únicas exceções são quando fazemos a regressão somente com firmas de tamanho grande. Controlando por efeito firma, encontramos que o financiamento de longo prazo em moeda estrangeira combinado com variação cambial reduz os investimentos. O mesmo ocorre para o

financiamento de curto prazo em moeda estrangeira combinado com variação cambial, quando controlado por efeito setor. Estes fatores indicam que as firmas grandes no Brasil podem enfrentar um efeito de balanço patrimonial que é maior que o efeito de competitividade.

Outro ponto interessante é que as firmas pequenas parecem ter restrições no mercado de crédito, fazendo com que seus investimentos sejam positivamente relacionados aos lucros. Já as firmas médias e grandes têm relação negativa entre lucros e investimento, ao menos quando controlados por setor. Além disso, a relação entre dívida e investimento é positiva para firmas médias e grandes, também quando controlado por setor, indicando acesso ao mercado de crédito para fazer os investimentos desejados.

De qualquer forma, com relação aos efeitos de competitividade e de balanço patrimonial, este estudo não permite concluir que as firmas brasileiras investem menos, tendo a predominância de um efeito de balanço patrimonial, após uma desvalorização cambial. Os resultados sugerem que isso ocorre para firmas grandes, mas para os outros grupos de firmas ou os efeitos são pequenos ou os efeitos competitividade e de balanço patrimonial são de sinais opostos e de magnitudes parecidas.

Se tivermos, de fato, efeitos de pequena magnitude para o efeito competitividade e de balanço patrimonial, estes podem derivar do fato de a economia brasileira ser relativamente pouco aberta, sendo então baixa a parcela exportada do produto das firmas e baixo também o endividamento em moeda estrangeira pelas firmas. Já se os efeitos são importantes, mas se anulam por serem de sinais contrários, pode derivar do fato de as firmas que se endividam em moeda estrangeira terem parte importante de sua receita no mercado externo, não sofrendo grandes perdas ou ganhos derivados de uma forte variação cambial.

4.6 Conclusão

O objetivo deste capítulo foi o de contribuir no diagnóstico dos impactos de desvalorizações cambiais reais sobre o comportamento dos investimentos feitos pelas firmas brasileiras. Uma desvalorização cambial real pode ter impactos positivos ou negativos sobre os investimentos das firmas. O impacto positivo é devido a um efeito competitividade, com a desvalorização

cambial reduzindo os custos de produção em comparação aos produtores em outros países, e, portanto, aumentando a produção, as exportações e conseqüentemente os investimentos. O impacto negativo é dado pelo efeito patrimonial, com elevação dos custos de oportunidade de capital, principalmente para firmas com dívida em moeda estrangeira, via restrições de crédito.

Através de um painel não balanceado de firmas de capital aberto, tratamos de identificar qual dos efeitos prevaleceu na economia brasileira nas recentes desvalorizações de 1999 e de 2002. Através de regressões econométricas sob diversas especificações e diversos controles não encontramos a predominância dos efeitos de competitividade ou de balanço patrimonial para toda a amostra. Firms com dívidas atreladas à moeda estrangeira mostraram comportamento parecido, no momento da desvalorização, com as firmas que não possuíam dívida em moeda estrangeira.

A exceção a esse diagnóstico se dá com relação à firmas grandes. Dividindo a amostra em firmas de diferentes tamanhos, as regressões mostraram que, para firmas grandes, o efeito de balanço patrimonial parece ser mais importante que o efeito de competitividade. Já o resultado não é conclusivo para firmas pequenas e médias, e pode derivar de ambos os efeitos serem pequenos para essas firmas ou do fato de os efeitos competitividade e de balanço patrimonial, por serem de sinais opostos, serem de magnitudes parecidas.

Os resultados deste trabalho diferem profundamente do encontrado por Bleakley e Cowan (2002), que com uma base de dados de diversos países encontram um efeito competitividade maior que o efeito de balanço patrimonial. O resultado também difere marginalmente do encontrado por Janot (2006), que trabalha com dados de firmas brasileiras e encontra um efeito de balanço patrimonial maior que o efeito competitividade para a desvalorização de 2002. A diferença é que neste estudo, esta relação só foi encontrada no caso de firmas grandes, e não para o conjunto total de firmas da economia.

Para o conjunto das firmas, a não predominância dos efeitos de balanço patrimonial e competitividade pode derivar do fato de a economia brasileira ser relativamente pouco aberta, sendo então baixa a parcela exportada do produto das firmas e baixo também o endividamento em moeda estrangeira pelas firmas. Isto faz com que ambos os efeitos, de competitividade e de balanço patrimonial, sejam de pequena magnitude. Já se os efeitos são de grande

magnitude, mas por serem de sinais contrários, se anulam, pode advir do fato de que as firmas que se endividam em moeda estrangeira têm parte importante de sua receita no mercado externo, não sofrendo grandes perdas ou ganhos devidos a uma forte variação no câmbio real.

Já para firmas grandes, como a integração com o mercado internacional é certamente maior, tanto em relação a mercado de produtos como em relação ao mercado financeiro, podemos ter impactos diferentes. E os resultados apontam que os efeitos totais de uma desvalorização cambial são contracionistas para firmas grandes, em função de um efeito de balanço patrimonial que supera o efeito de competitividade.

5 CONCLUSÃO

Esta tese de doutorado abordou três ensaios aplicados de macroeconomia. O primeiro ensaio retomou o clássico resultado do artigo de Meese e Rogoff (1983), em que os modelos estruturais para a taxa de câmbio não têm um poder preditivo melhor que um modelo *random walk*. Estatisticamente, não podemos rejeitar que a taxa de câmbio R\$/US\$ não se comporta como um *random walk*. Além disso, as comparações com as projeções feitas pelas instituições participantes da pesquisa Focus do Banco Central que mais acertam, e com um modelo estrutural de paridade não coberta, mostraram que o poder preditivo do modelo *random walk* é maior. A surpresa do resultado não vem do fato de o modelo *random walk* conseguir projetar de maneira mais eficiente a taxa de câmbio, dado que as evidências sobre este fato estão disponíveis na literatura, mas do fato que, mesmo sabendo disso os agentes econômicos acreditam terem melhores informações, não utilizando estas evidências para fazer suas projeções. Para projeções de horizontes mais longos, o resultado deste trabalho mostra que o modelo *random walk* acertou mais que o modelo estrutural e mais do que a instituição com maior índice de acerto. Este fato contradiz o resultado encontrado na literatura, de que o poder preditivo dos modelos estruturais aumenta com o horizonte de previsão. Há que se ponderar, entretanto, que o horizonte temporal de longo prazo abordado na literatura é bem maior do que o utilizado na metodologia do Banco Central do Brasil.

O segundo ensaio tratou de identificar os principais determinantes das expectativas de inflação. Os resultados mostraram que a meta de inflação é a variável mais importante, funcionando como âncora das expectativas. O parâmetro estimado para a meta mostrou-se próximo à unidade em várias das especificações, refletindo uma alta credibilidade da autoridade monetária em relação ao cumprimento da meta de inflação. A inércia inflacionária também é uma variável importante na determinação das expectativas de inflação, mostrando um componente inercial para a inflação no Brasil. O hiato do produto é mais uma variável importante, assim como as variações na taxa de câmbio e nos preços internacionais. As taxas de juros afetam as expectativas de inflação com uma certa defasagem, de pelo menos seis meses. Em um prazo menor, o parâmetro estimado é positivo, refletindo provavelmente uma reação de política monetária. Já as diversas medidas de política fiscal utilizadas não se mostraram importantes na determinação das expectativas de inflação.

Por último, o terceiro ensaio teve como objetivo diagnosticar os impactos de desvalorizações cambiais reais sobre o comportamento dos investimentos feitos pelas firmas brasileiras. Estes impactos podem ser positivos, via um efeito de competitividade, ou negativos, devido a um aumento do endividamento, chamado de efeito de balanço patrimonial. Através de um painel não balanceado de firmas de capital aberto, tratamos de identificar qual dos efeitos prevaleceu nos últimos anos. Através de regressões econométricas sob diversas especificações e diversos controles não encontramos a predominância de nenhum dos efeitos para toda a amostra. Firms com dívidas atreladas à moeda estrangeira mostraram comportamento parecido, no momento da desvalorização, com as firmas que não possuíam dívida em moeda estrangeira. A exceção a esse diagnóstico se dá com relação a firmas grandes, para as quais o efeito de balanço patrimonial parece ser mais importante que o efeito de competitividade. Este resultado difere profundamente do encontrado por Bleakley e Cowan (2002), que com uma base de dados de diversos países encontram um efeito competitividade maior que o efeito de balanço patrimonial. E difere marginalmente do encontrado por Janot (2006), que trabalha com dados de firmas brasileiras e encontra um efeito de balanço patrimonial maior que o efeito competitividade para a desvalorização de 2002 para a amostra total de firmas, e não somente para firmas grandes.

REFERÊNCIAS

ALQUIST, Ron; CHINN, Menzie D. *Conventional and Unconventional Approaches to Exchange Rate Modeling and Assessment*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 12481, 2006.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Atas do Copom [entre 2001 e 2005]**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?ATACOPOM>>. Acesso em: 07/01/2008.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Carta Aberta, 2001, 2002 e 2003**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?CARTAMETA>>. Acesso em: 07/01/2008.

BEVILAQUA, Afonso S.; MESQUITA, Mário; MINELLA, André. *Brazil: taming inflation expectation*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 129, 2007.

BLEAKLEY, Hoyt; COWANT, Kevin. *Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado About Nothing?* Federal Reserve Bank of Boston. Working Paper n. 02-05, 2002.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre; WERLANG, Sérgio. *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 1, 2000.

BRASIL. **Decreto n. 3.088**. Presidência da República, Subchefia para Assuntos Jurídicos. Brasília, DF, 21 de junho de 1999.

CALVO, Guilherme A.; IZQUIERDO, Alejandro; MEJÍA Luis Fernando. *On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 10520, 2004.

CAMPÊLO, Ana K.; CRIBARI, Francisco Neto. *Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil*. **Revista Brasileira de Economia**. Fundação Getúlio Vargas, vol. 57, no. 4, 2003.

CELASUN, Oya; GELOS, Gaston; PRATI, Alessandro. *Obstacles to Desinflation: What Is the Role of Fiscal Expectations*. International Monetary Fund. Working Paper, 04/111, 2004.

CERISOLA, Martin; GELOS, Gaston. *What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis*. International Monetary Fund. Working Paper, 05/109, 2005.

CÉSPEDES, Luis Felipe; CHANG, Roberto; VELASCO, Andrés. *Balance Sheets and Exchange Rate Policy*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 7840, 2000.

CHEUNG, Yin Wong; CHINN, Menzie D.; PASCUAL, Antonio Garcia. *Empirical Exchange Rates Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?* National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 9393, 2002.

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, Andréa. *Nonlinear Mechanism of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 122, 2006.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root*. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. **Econometrica**, vol. 49, p. 1057-1072, 1981.

ENGEL, West; WEST, Kenneth. *Exchange Rates and Fundamental*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 10723, 2004a.

ENGEL, West; WEST, Kenneth. *Accounting for Exchange Rate Variability in Present-Value Models when the Discount Factors are Near One*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 10267, 2004b.

EUSEPI, Stefano; PRESTON, Bruce. *Central Bank Communications and Expectation Stabilization*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 13259, 2007.

EVANS, Martin D. D.; LYONS, Richard K. *Meese-Rogoff Redux: Micro Based Exchange Rate Forecasting*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 11042, 2005.

FAUST, Jon; ROGERS, John; WRIGHT, Jonathan. *Exchange Rate Forecasting: The Errors We've Really Made*. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, n. 714. 2001.

FORBES, Kristin J. *Cheap Labor Meets Costly Capital: The Impact of Devaluations on Commodity Firms*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 9053, 2002a.

FORBES, Kristin J. *How do Large Depreciations Affect Firm Performance?* National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 9095, 2002b.

FRANKEL, Jeffrey A. *Contractionary Currency Crashes in Developing Countries*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 11508, 2005.

GERLACH, Stefan; SVENSSON, Lars E. O. *Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?* National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 8025, 2000.

GIORDANO, Paulo; SODERLING, Paul. *Inflation Forecast Uncertainty*. **European Economic Review**, 47: 1037-59, 2003.

GOURINCHAS, Pierre Oliver; REY, Helene. *International Financial Adjustment*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 11155, 2005.

GREENE, Willian H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 5th Ed, 2002.

JANOT, Marcio Magalhães. **Ensaio sobre descasamentos cambiais, hedge e desempenho das empresas brasileiras em crises cambiais**. Rio de Janeiro, 2006. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

KRUGMAN, Paul. *Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises*. *International Tax and Public Finance* 6(4): 459-72, 1999a.

KRUGMMAN, Paul. *Analytical Afterthoughts on the Asian Crisis*. 1999b. Disponível em: <<http://web.mit.edu/krugman/www.MINICRIS.htm>>. Acesso em: 31/01/2008.

LOBATTO, Ignacio; SANGEETA, Pratap; SOMUANO, Alejandro. *Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Volatility in Mexico: A Firm Level Analysis*. Instituto Tecnológico Autónomo de México, Centro de Investigación Económica. Discussion Paper Series, 04-05, 2004.

LUCAS Jr.; ROBERT. *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1: 29-46, 1976.

MANKIW, N. Gregory; REIS, Ricardo. *Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve*. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 107, pp. 1295-328, 2002.

MARK, Nelson. *Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability*. **American Economy Review**, v. 85, 201-218, 1995.

MEESE, Richard A.; ROGOFF, Kenneth. *Empirical Exchange Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?* **Journal of International Economics**, v.14, 3-24, 1983.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo. *Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility*. **Journal of International Money and Finance**, vol. 22, pp. 1015-40, 2003.

MISHKIN, Frederic S. *Inflation Dynamics*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 13147, 2007.

PRATAP, Sangeeta; URRUTIA, Carlos. *Firm Dynamics, Investment, and Debt Portfolio: Balance Sheet Effects of the Mexican Crisis of 1994*. National Bureau of Economic Research. Working Paper n. 10523, 2004.