

TCC/UNICAMP

Ab19e

1290003113/IE

Trabalho - Brasil.



1290003113

OMAR MUHIEDDINE FRANCO ABBARA

ESTIMATIVA DO *PASS-THROUGH* DO CÂMBIO PARA OS PREÇOS NO
BRASIL: PERÍODO DE 1980 - 2005

Relatório final da monografia do curso de
graduação em Ciências Econômicas, requisito
obrigatório para obtenção do título de bacharel
em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

CAMPINAS
2006

CEDOC/IE

200636108

Agradecimentos

Agradeço ao professor Emerson Fernandes Marçal, pela orientação valiosa e dedicação dispendida no desenvolvimento de todo o presente trabalho; e ao professor José Maria Ferreira Jardim da Silveira, pelo apoio dado no período de graduação ao estudo de assuntos relacionados a métodos quantitativos em economia e pelos comentários finais feitos a esse trabalho.

Não poderia deixar de agradecer ao professor Carlos Lenz Cesar, pelo conhecimento transmitido nos cursos de Cálculo e Econofísica que serão cruciais para as minhas próximas etapas, e pela dedicação extrema no ensino destas disciplinas no Instituto de Economia da Unicamp que, com certeza, é um exemplo a ser seguido por todos.

Agradeço também aos meus familiares, em especial a minha mãe Ana Maria e minha irmã Fatme, no apoio dado ao longo de todo o período de graduação que se encerra. Aos meus colegas da ECONOMICA e outros colegas da faculdade agradeço pelos bons momentos passados. Por fim agradeço a todos que contribuíram direta ou indiretamente com a execução deste trabalho, que não foi mencionado anteriormente.

Desde já deixo claro que eventuais erros encontrados neste trabalho são de minha inteira responsabilidade.

Resumo

Este trabalho teve por objetivo estimar o *pass-through* do câmbio para os preços no Brasil no período compreendido entre os anos de 1980 e 2005, ressaltando o papel desempenhado pelo Plano Real na mudança de comportamento das variáveis macroeconômicas. Foram utilizadas para isso séries temporais da taxa de câmbio nominal, taxa de juros no Brasil e nos Estados Unidos e nível de preços no Brasil e nos Estados Unidos; e a estimativa foi obtida a partir do modelo Vetor Auto-Regressivo (VAR). Em decorrência do Plano Real tornou-se necessário dividir o período em duas sub-amostras (antes e depois do Plano Real) para a estimação do *pass-through*, sendo estimado um sistema para cada sub-período a partir das etapas sugeridas por Johansen. Para o primeiro sub-período, chega-se a uma variação acumulada nos preços de 5,83% dada uma variação de 1% no câmbio e, para o segundo sub-período, este percentual cai para 0,08%, indicando a referida quebra estrutural nos dados. Outro resultado importante, encontrado em ambos os períodos, se refere ao aumento do *pass-through* considerando horizontes de tempo maiores, sendo que a maior variação nos preços ocorre no primeiro período foi no sexto trimestre, e no segundo período terceiro trimestre. Destaca-se que resultados similares foram obtidos a partir de metodologias alternativas em outros trabalhos relacionados ao tema.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	3
2.2 – ASPECTOS TEÓRICOS DO PASS-THROUGH	5
3. METODOLOGIA UTILIZADA.....	12
3.1 – ANÁLISE UNIVARIADA	13
3.2 – COINTEGRAÇÃO E O MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS	16
3.3 – MODELO VETOR AUTO-REGRESSIVO (VAR)	18
3.4 – TESTE DO TRAÇO	20
3.5 – TESTE DE HIPÓTESE SOBRE OS COMPONENTES DA MATRIZ DE LONGO PRAZO.....	20
3.6 – FUNÇÃO IMPULSO - RESPOSTA	21
4. RESULTADOS OBTIDOS	22
4.1 – ANÁLISE UNIVARIADA	22
4.2 – ANÁLISE MULTIVARIADA	23
4.2.1 – <i>Período antes do Plano Real: 1980:1 a 1994:2</i>	25
4.2.2 – <i>Período depois do Plano Real: 1994:3 a 2005:4</i>	30
4.3 – COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS.....	33
5. CONCLUSÃO	36
BIBLIOGRAFIA.....	38

Lista de tabelas

Tabela 1 – Resultados do teste ADF.....	p. 23
Tabela 2 – Significância das defasagens – sistema antes do Real.....	p. 25
Tabela 3 – Teste de cointegração – sistema antes do Real.....	p. 25
Tabela 4 – Identificação dos vetores de cointegração – sistema antes do Real.....	p. 26
Tabela 5 – Identificação de variáveis estacionárias no sistema – antes do Real.....	p. 26
Tabela 6 – Estatística de ajuste – sistema antes do Real.....	p. 27
Tabela 7 – Estimativa da matriz alfa – antes do Real.....	p. 28
Tabela 8 – Estimativa da matriz beta – antes do Real.....	p. 28
Tabela 9 – Estimativa da matriz de longo prazo – antes do Real.....	p. 28
Tabela 10 – Função Impulso Resposta – antes do Real.....	p. 29
Tabela 11 – Função Impulso Resposta Acumulada – antes do Real.....	p. 29
Tabela 12 – Significância das defasagens – sistema depois do Real.....	p. 30
Tabela 13 – Teste de cointegração – sistema depois do Real.....	p. 30
Tabela 14 – Identificação dos vetores de cointegração – sistema depois do Real.....	p. 31
Tabela 15 – Identificação de variáveis estacionárias no sistema – depois do Real.....	p. 31
Tabela 16 – Estimativa da matriz alfa – depois do Real.....	p. 32
Tabela 17 – Estimativa da matriz beta – depois do Real.....	p. 32
Tabela 18 – Estimativa da matriz de longo prazo – depois do Real.....	p. 32
Tabela 19 – Estatística de ajuste – sistema depois do Real.....	p. 32
Tabela 20 – Função Impulso Resposta – depois do Real.....	p. 33
Tabela 21 – Função Impulso Resposta Acumulada – depois do Real.....	p. 33

1. Introdução

Tendo em vista a atual conjuntura no Brasil referente à evolução da taxa de câmbio, principalmente no que tange a adoção do câmbio flutuante após janeiro de 1999 e que no presente momento continua em vigor, ganha-se relevo questões relacionadas aos impactos macroeconômicos decorrente de uma flutuação cambial. Estas questões refletem o debate teórico e a adoção da política cambial, e é com isso que surge a discussão sobre o efeito de flutuações no câmbio em variáveis macroeconômicas. No caso desta presente monografia, a variável que será estudada é a inflação doméstica, sendo essa relação denominada *pass-through* (termo que será utilizado ao longo de todo o trabalho).

Desta forma, este trabalho tem por objetivo estimar o *pass-through* no período compreendido entre os anos de 1980 e 2005 no Brasil. O principal objetivo consiste na comparação desse efeito no período precedente a estabilização de preços ocorrido com a implantação do Plano Real e o período subsequente, uma vez que há evidência de mudança significativa no comportamento das variáveis macroeconômicas brasileiras com a estabilização inflacionária ocorrida em meados de 1994¹. Com isso, a justificativa do tema de estimação do *pass-through* da taxa de câmbio para o nível de preços no Brasil se dá em dois planos: um metodológico e outro empírico. No plano metodológico o trabalho procurará apresentar e discutir as metodologias relacionadas a análise multivariada de séries temporais, uma vez que sua aplicação vem crescendo dentro da análise macroeconométrica.

No plano empírico este trabalho procurará quantificar o efeito que a variação no câmbio causa na variação no nível de preços domésticos no Brasil descontado o efeito de outras variáveis selecionadas. Com isso o presente trabalho indicará em quanto foi o *pass through* ao longo do período considerado e os resultados obtidos poderão indicar caminhos para a discussão da política cambial no Brasil, principalmente em seus impactos macroeconômicos, destacando-se mais uma vez a mudança estrutural que se verifica na economia brasileira com a implantação do Plano Real em meados de 1994.

Com isso, os objetivos específicos deste trabalho são:

- Apresentação teórica e contextualização do problema referente ao *pass-through*;

¹ Ver seção 4.3

- Apresentação da metodologia econométrica de análise univariada e multivariada das séries de tempo;
- Estimação do *pass-through*;
- Comparação do *pass-through* entre o período precedente a estabilização (antes de 1994) e após a estabilização (após 1994);
- Análise dos resultados.

A partir da revisão bibliográfica que será apresentada no capítulo 2, há duas hipóteses referentes ao comportamento dos efeitos na inflação de uma determinada variação do câmbio que serão consideradas na análise deste trabalho. A primeira delas, presente em Albuquerque e Portugal (2005), ocorre queda sistemática do *pass-through* na economia brasileira, considerando o período de 1980 até o Plano Real e do Plano Real até a desvalorização de janeiro de 1999 e por fim deste período até o fim de 2002. Outra hipótese a ser testada, presente em Goldfajn e Werlang (2000), é o aumento do *pass-through* quando são considerados horizontes de tempo maiores, sendo assim será analisada se esta hipótese se verifica para o caso brasileiro. Tais hipóteses serão consideradas na discussão dos resultados obtidos nos trabalhos referente ao tema com os resultados estimados neste trabalho².

Este presente trabalho está estruturado em cinco capítulos, contando com esta breve introdução. O segundo capítulo apresenta uma revisão bibliográfica e discute o arcabouço teórico presente nos textos da bibliografia. O terceiro capítulo apresenta a metodologia empregada, cujos resultados são apresentados no capítulo 4. Por fim, o capítulo 5 apresenta as conclusões finais.

² Ver capítulo 4.

2. Referencial teórico

2.1 – Revisão bibliográfica

Em vários estudos a análise multivariada de séries temporais foi aplicada para o estudo dos efeitos do câmbio na inflação, da qual podemos inicialmente destacar diversos estudos realizados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Gueorguiev (2003) utiliza a metodologia de Vetor Auto-Regressivo (VAR)³ para mensurar o efeito e a velocidade que variações no câmbio impactam o nível de preços doméstico na Romênia, utilizando como variáveis o preço do petróleo (*proxy* dos choques externos) e o hiato de produto utilizado como variável para representar choques internos na demanda agregada. O *pass-through* é estimado, com isso, a partir da análise de Impulso-Resposta⁴. O autor chega a conclusão de que o *pass-through* é relativamente alto e rápido para a economia romena atingindo o máximo de 72% e o aumento mais intenso é verificado nos primeiros 12 meses (GUEORGUIEV, 2003, p. 5). A aplicação da referida metodologia também pode ser encontrada para os casos da Turquia (LEIGH e ROSSI, 2002) e África do Sul (BHUNDIA, 2002), dentre outros países, e desta forma verifica-se que a metodologia que será empregada neste presente trabalho vem ganhando espaço recentemente, principalmente nos textos do FMI.

No que se refere ao estudo do *pass-through* em outros países, Goldfajn e Werlang (2000) faz a análise a partir de uma amostra de 71 países, incluindo países centrais e periféricos em um período de 20 anos, utilizando dados mensais e utilizando a metodologia de dados em painel (*panel data*), que basicamente consiste na análise das séries temporais em diversas localidades no espaço para intervalos curtos de tempo. Chega-se ao resultado neste texto que o *pass-through* é mais elevado quanto maior for o horizonte de tempo analisado, chegando no ápice quando o horizonte for de 12 meses, além de que nos países periféricos os desajustes na taxa de câmbio real é o mais importante fator de aumento da inflação, enquanto nos países desenvolvidos o fator mais importante é o valor inicial da inflação (GOLDFAJN e WERLANG, 2000, p. 3).

Outro texto que segue metodologia similar é empregada em Choudhri e Hakura (2001), utilizando dados de 1979 a 2000 para 71 países, chegando-se ao resultado de que o *pass-through* é mais elevado para os países industriais do que para os países em desenvolvimento e que o *pass-*

³ Ver seção 3.3

⁴ Ver seção 3.6

through é condicionado ao nível da inflação doméstica, isto é, quanto mais elevada for a inflação no país, maior será o coeficiente de *pass-through* (CHOUDHRI e HAKURA, 2001, p. 4)

Tendo em vista a metodologia empregada em Goldfajn e Werlang (2000) e Choudhri e Hakura (2001), deve-se ter cautela ao obter os resultados e aplicar para o caso brasileiro, pois assim apenas está forçando que o comportamento do *pass-through* na economia global seja o mesmo para o Brasil, e neste caso perde-se a especificidade da economia brasileira.

Nos estudos envolvendo apenas o caso brasileiro, várias metodologias de análise de séries temporais multivariadas vêm sendo aplicadas. Em Correa e Minella (2005) é aplicada a metodologia da Curva de Phillips com limiar (*threshold*), e tem por objetivo medir os efeitos do câmbio tendo em vista o hiato do produto, a variação e a volatilidade da taxa de câmbio. Neste trabalho chega-se ao resultado de que “o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor” (CORREA e MINELLA, 2005, p. 16).

A hipótese de assimetria temporal no *pass-through* também pode ser encontrada em Guillén e Araújo (2005), na qual os autores destacam que:

“A existência de defasagens na transmissão das variações da taxa de câmbio sobre inflação, implica que a depreciação cambial terá um impacto limitado sobre a inflação doméstica e os fluxos comerciais serão também relativamente insensíveis a estas variações” (GUILLÉN E ARAÚJO, 2005, p. 2)

Neste trabalho a metodologia utilizada para obter uma estimativa da transmissão é o modelo de correção de erros vetorial (VECM – *Vector Error Correction Model*⁵), metodologia similar utilizada no presente trabalho em que foram impostas restrições de curto e longo prazo além da decomposição ciclo e tendência (GULLÉN e ARAÚJO, 2005, p. 3 a 6), utilizando séries mensais de janeiro de 1999 a março de 2005. Estes autores chegam ao resultado de que o *pass-through* é mais elevado para o IGP-M comparado com o IPCA e o IPA-DI (GULLÉN e ARAÚJO, 2005, p. 18).

Por sua vez, em Albuquerque e Portugal. (2005) é adotada uma metodologia alternativa em que os parâmetros do modelo variam ao longo do tempo (modelo estrutural com filtro de Kalman), e obtém-se o resultado de que, pós a desvalorização de 1999, o *pass-through* foi menor em relação ao período de 1995 a 1999 que, por sua vez, foi menor que antes de 1995; cujo resultado pode ter sido condicionado, segundo o autor, pelo cenário econômico brasileiro no período caracterizado pela recessão e volatilidade acentuada da taxa de câmbio (ALBUQUERQUE e PORTUGAL, 2005, p. 16). Por sua vez, a metodologia VAR para o caso brasileiro foi tratada em Belaisch (2003) de

⁵ Ver seção 3.3

maneira similar no caso romeno, estudado por Gueorguiev (2003) e sucintamente apresentado no início desta revisão. Neste último texto, chega-se ao resultado de um impacto de 20% em um horizonte de 16 meses nos preços ao consumidor (BELAISCH, 2003, p. 7), considerada baixa em relação aos demais países latino-americanos e considerada aproximadamente igual para os países centrais (BELAISCH, 2003, p. 8).

Há trabalhos recentes em que o estudo do *pass-through* no Brasil foi focado a partir da adoção do regime de metas de inflação. Dentre eles, Almeida (2005), a partir de uma abordagem pós-keynesiana, mostra que o principal fator explicativo para a inflação brasileira recente está na diferença no reajuste dos preços livres e administrados, e nestes últimos há uma grande sensibilidade em relação a taxa de câmbio. Este resultado, por sua vez, também pode ser verificado a partir de Minella et. al. (2003), em que o *pass-through* é duas vezes mais elevado para os preços administrados que para os preços livres.

2.2 – Aspectos teóricos do pass-through

Nesta seção serão apresentados, em linhas gerais, as bases teóricas presentes nos trabalhos atuais sobre *pass-through* para o Brasil e para outros países, principalmente os estudos feitos em *working papers* do Fundo Monetário Internacional. Serão apresentados os modelos de Taylor (2000), Correa e Minella (2005) e Albuquerque e Portugal (2005), sendo que o arcabouço teórico apresentado por Taylor (2000) foi amplamente utilizado nos trabalhos feitos pelo FMI enquanto os textos seguintes tratam do caso brasileiro, tal como exposto na seção anterior. Com isso, pretende-se fazer uma revisão crítica do arcabouço teórico em que os principais trabalhos sobre os efeitos do câmbio na inflação ocorrem, e servirão de referência para a análise que será feita neste trabalho monográfico. Inicialmente será apresentado o modelo de Taylor (2000), seguido pelo modelo de Correa e Minella (2005) e Albuquerque e Portugal (2005), e ao final da seção serão apresentados comentários finais referentes aos modelos adotados.

Taylor (2000) considera como principal fator para a queda nos coeficientes de *pass-through* verificados recentemente tanto para países da OCDE e para países periféricos a conjuntura de inflação baixa (*low inflation environment*) alcançado por esses países recentemente, tal como brevemente apresentado e discutido em Taylor (2000, p. 1390 e 1391). Com isso, o texto apresenta a tese de que a estabilidade inflacionária alcançada contribui para a queda no poder de mercado das firmas e, conseqüentemente, a capacidade das firmas repassarem aumentos seja na taxa de câmbio ou em outros determinantes do custo das firmas se reduz.

Para a fundamentação desta tese, (TAYLOR, 2000, p. 1394 a p. 1397) elabora um modelo em que as firmas, individualmente, possuem determinado poder de mercado, se defrontam com uma curva de demanda determinada pelos preços praticados por ela e por outras empresas estabelecidas no mercado. Neste sentido o modelo de Taylor é encarado como um modelo de concorrência monopolística, com definição simultânea de preços entre as empresas. Com isso, sendo as variáveis:

Y_t – produto;

p_t - preço praticado pela firma;

p_t^* - preço médio praticado por outras empresas estabelecidas no mercado; e

ε_t - erro aleatório.

a função de demanda que a firma se defronta pode ser escrita como (TAYLOR; 2000, p. 1395):

$$Y_t = \varepsilon_t + \beta(p_t - p_t^*) \quad (2.1)$$

Por sua vez, considera-se neste modelo que os preços são reajustados em 4 em 4 períodos⁶, e que os reajustes de preços não são sincronizados entre as empresas. Definido c_t como custo marginal de produzir o bem em questão, o objetivo da firma é maximizar o lucro obtido no transcorrer de quatro períodos em que o preço foi fixado, e desta forma o lucro a ser maximizado é expresso como:

$$\Pi = \sum_{i=0}^3 E_t(p_t Y_{t+i} - c_{t+i} Y_{t+i}) \quad (2.2)$$

em que E_t é a esperança condicional ao conjunto de informação obtido no período t .

Para a firma individual o preço médio das demais firmas participantes do mercado e o custo marginal são dados. Para obter a condição de primeira ordem da maximização, substitui-se a expressão (2.1) em (2.2) e calcula-se a derivada parcial de Π em relação a p_t e iguala-se a zero, chegando-se a seguinte expressão:

$$p_t = 0,125 \sum_{i=0}^3 \left(E_t p_{t+i}^* + E_t c_{t+i} - \frac{E_t \varepsilon_t}{\beta} \right) \quad (2.3)$$

⁶ O autor, tal como exposto em Taylor (2000, p. 1395), considera esta montagem como suficiente para representar várias possibilidades de reajuste de preços verificados na realidade. Esta construção pode ser entendida com o uso de dados trimestrais.

A persistência de variações nos custos da firma podem ser incorporados em (2.3) considerando que c_t obedeça um processo auto-regressivo de primeira ordem, expresso como:

$$c_t = \rho c_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

Desta forma, o coeficiente de *pass-through* é expresso como $0,125(1 + \rho + \rho^2 + \rho^3)$ e, quanto maior o coeficiente ρ , maior será a persistência de choques nos custos nos preços. Em princípio, Taylor (2000) leva em consideração qualquer fator que influencie os custos, dentre eles a taxa de câmbio, e a partir de sua apresentação mostra que a elevação da taxa de câmbio influenciará o nível de preços se estas variações se mostrarem persistentes. Neste sentido, conjunturas de inflação baixa se configurariam com choques menos persistentes, e assim sendo esta conjuntura possibilita que o repasse para os preços seja menor.

Com isso Taylor identifica dois parâmetros como os principais fatores que determinam a intensidade do *pass-through*, sendo eles o coeficiente ρ da equação (2.4) e o coeficiente β da equação (2.1), sendo que o β expressa o poder de mercado das firmas⁷ e ρ a persistência de choques. A partir desta formulação, Taylor considera como fatores para a queda no *pass-through* verificado recentemente uma possível perda de poder de mercado das firmas neste período, além de que os choques verificados recentemente não se caracterizariam por choques persistentes. Esta tese foi testada em Choudhri e Hakura (2001), com a análise empírica de dados de 71 países no período de 1979 a 2000 e os autores chegam ao resultado de que o *pass-through* está intimamente correlacionada com a média da inflação verificada nos países em análise. Neste sentido, os autores confirmam a tese apresentada por Taylor, tal como pode ser visto em (CHOUHDRI e HAKURA, 2001, p. 20):

“(...) the effect of monetary shocks tends to be more persistent and is likely to be reflected in exchange rate changes to a larger degree. For these reasons, the model implies the hypothesis that the exchange rate pass-through is larger in high inflation regimes”

⁷ Quanto maior o β menor será o poder de mercado da firma individual. Para $\beta = \infty$, indica a prevalência de concorrência perfeita.

Tal constatação foi testada para o caso da conjuntura recente da economia brasileira. Taylor (2000, p. 1391) aponta que, a despeito da intensa depreciação cambial no Brasil no início de 1999, o *pass-through* foi muito menor do que o verificado nos períodos de inflação crônica. Belaisch (2003), a partir da metodologia VAR, chega ao resultado de que o *pass-through* foi baixo na depreciação do início de 1999 devido, dentre outros fatores, pela demora do ajuste de preços *nontradables* e salários e pelo sentimento de que a depreciação foi temporária (BELAISCH, 2003, p. 16). Neste sentido, a autora corrobora a idéia de que o *pass-through* está intimamente relacionado com a persistência da variação cambial, associado a rigidez no curto prazo dos preços e salários⁸.

Em relação ao modelo apresentado por Taylor, devem ser feitas duas considerações. Primeira, o autor procura apresentar a partir de fundamentos microeconômicos o comportamento do nível de preços (uma variável macroeconômica), tendo em vista o papel que variações na taxa de câmbio alteram a estrutura de custo das empresas, sobretudo diante de variações persistentes nos custos (sendo a taxa de câmbio uma delas). Segunda, a abordagem de Taylor deve ser vista com ressalva na medida em que o autor parte de uma formulação teórica simples sobre os fundamentos microeconômicos do repasse cambial. Neste sentido, a análise apresentada por Taylor não apresenta em que condições o custo das empresas é influenciada pela variação na taxa de câmbio, e assim é negligenciado, por exemplo, a inserção das empresas na economia global.

Um modelo em que os efeitos da taxa de câmbio exercem papel preponderante a partir de diferentes inserções internacionais das firmas é apresentado em Correa e Minella (2005). Os autores consideram 3 tipos de firmas, a saber:

Setor M – utilizam algum insumo importado em seu processo produtivo;

Setor D – utilizam apenas insumos produzidos domesticamente; e

Setor F – subsidiárias de multinacionais cujo processo e decisão de produção se dá fora do país em consideração.

Cada um desses setores, por sua vez, se defrontam com as seguintes curvas de demanda:

$$X_{M,i} = f(p^{M,i}, p^s, Y) \quad (2.5)$$

$$X_{D,i} = f(p^{D,i}, p^s, Y) \quad (2.6)$$

$$X_{F,i} = f(p^{F,i}, p^s, Y) \quad (2.7)$$

⁸ Tal rigidez será melhor incorporada na modelagem proposta por Correa e Minella (2005)

em que X representa a quantidade do bem, p o preço e Y a renda. Os índices M , D e F indicam o setor a que as equações se referem e os índices i , j e z indicam o número de firmas nos setores M , D e F , respectivamente. A variável p^* indica o preço de bens substitutos para os respectivos bens em consideração.

Por sua vez, sendo $W_{M,i}$ o insumo necessário no setor M e $X_{M,i}^*$ a quantidade produzida por uma firma individual no setor M , $v^{M,i}$ o *mark-up* sobre o preço e e a taxa de câmbio; chega-se as seguintes expressões dos preços para os 3 setores em análise⁹:

$$p^{M,i} = W_{M,i}(e)\phi(X_{M,i}^*)v^{M,i} \quad (2.8)$$

$$p^{D,j} = W_{D,j}\phi(X_{D,j}^*)v^{D,j} \quad (2.9)$$

$$p^{F,z} = \phi(X_{D,j}^*)v^{F,z} \quad (2.10)$$

Deve-se observar que, para o setor F , o produto é vendido por uma subsidiária e assim ele deve ser convertido em moeda local, que é obtido multiplicando o preço calculado em (2.10) pela taxa de câmbio.

Tendo em vista a determinação dos preços para os diferentes setores considerados no modelo, o nível geral de preços é determinado pelas parcelas que cada um desses setores ocupam na economia. Definindo θ_M como a parcela de mercado do setor M , θ_D a parcela do setor D e, conseqüentemente, $(1 - \theta_M - \theta_D)$ a parcela para o setor F , o nível de preços P é expresso como:

$$P = p_M\theta_M + p_D\theta_D + p_F(1 - \theta_M - \theta_D) \quad (2.11)$$

A partir da equação (2.11) Correa e Minella (2005) sumariza as principais conclusões referentes ao comportamento dos preços em face as variações na taxa de câmbio, considerando inicialmente os efeitos no setor F e, posteriormente, no setor M . Para o setor F , uma depreciação na taxa de câmbio implica nas seguintes alternativas para as empresas multinacionais (Correa e Minella, p. 6), sendo elas: i) reduzir seu *mark-up* para manter o preço constante no país local (inexistência de *pass-through*), ii) manter seu *mark-up* repassando a variação cambial integralmente para os preços praticados no país (*pass-through* total) ou iii) uma combinação das duas alternativas

⁹ Estas expressões são obtidas a partir da condição de primeira ordem da maximização do lucro da empresa, de maneira similar a desenvolvida por Taylor (2000). Para a apresentação mais detalhada da obtenção das expressões (2.8), (2.9) e (2.10) ver Correa e Minella (2005; p. 2 a p. 7).

anteriores (*pass-through* incompleto). A extensão destes efeitos sobre o nível de preços dependerá da elasticidade-preço da demanda para os bens do setor F e a parcela do setor F na economia, expresso como $(1 - \theta_M - \theta_D)$.

Os efeitos da depreciação cambial dependem, por sua vez, do comportamento das empresas do setor M, tendo em vista que esse setor utiliza insumos importados em seu processo de produção. Neste caso, uma variação cambial irá implicar em alteração na estrutura de custos das empresas, e assim em caso de depreciação, implicará em elevação dos custos que, consequentemente, pressionará o *mark-up* das empresas deste setor, e para o caso de apreciação cambial, esta variação impactará positiva-mente no lucro das empresas, implicando em incentivos para que a correção dos preços se atrase (Correa e Minella, p. 6). A partir daí verifica-se assimetria no repasse cambial em função da direção da variação cambial, apontando diferentes comportamentos em caso de apreciação ou depreciação.

O modelo desenvolvido explica, também, a assimetria do repasse em função do montante em que ocorre a variação, supondo que as empresas enfrentam *custos de menu*. Se as empresas enfrentam custos para alteração dos preços praticados, uma variação pequena na taxa de câmbio poderá ser acomodada na margem do *mark-up*, enquanto se a variação ultrapassar determinado limiar haverá incentivo para reajustar os preços, e neste caso aponta-se uma segunda fonte de assimetria, referente ao mon-tante da variação cambial. Para a ocorrência do reajuste de preços também refletiria a persistência da variação cambial (CORREA e MINELLA, 2005), e com isso os autores retomam a tese apresentada por Taylor (2000).

O modelo desenvolvido por Albuquerque e Portugal (2005) envolve a decisão de firmas domésticas que optam por vender entre os mercados externo e/ou doméstico, e para isso os autores admitem concorrência perfeita no mercado externo e algum poder de mercado no mercado doméstico, e também se admite que as firmas utilizem alguns insumos importados no processo de produção. Neste modelo, a variável relevante é o nível de preços doméstico, e é incluído na modelagem o grau de abertura da economia na função de demanda.

No modelo também é incluído operações de mercado futuro de câmbio (ALBUQUERQUE e PORTUGAL, 2005, p. 4), e neste sentido a quantidade a ser transacionada no mercado é uma variável relevante na decisão de operação das empresas, e com isso ela tem por objetivo além da proteção cambial obter ganho financeiro com a especulação cambial.

O modelo apresentado no texto segue as linhas gerais dos dois textos anteriormente apresentados, no sentido de que a determinação dos preços é decorrente do comportamento das firmas que maximizam o lucro, tal como nos dois trabalhos apresentados anteriormente. Tendo em

vista isso, o preço de equilíbrio obtido neste modelo é (ALBUQUERQUE e PORTUGAL, 2005, p. 4 a p.8):

$$p_t = E_{t-1}(c)_t - \frac{E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)]}{\eta_t} \quad (2.12)$$

em que:

p_t - Preço do bem em questão;

p_t^{imp} - Preço do bem importado;

c_t - Custo marginal do bem;

x_t^{dom} - Quantidade demandada do bem;

y_t - Renda;

ope – Grau de abertura da economia; e

η_t - elasticidade – preço da demanda pelo bem.

A partir da modelagem exposta, Albuquerque e Portugal (2005, p. 6) estabelecem, com base em Romer (1993) que o nível da inflação e a possibilidade de repasse de preços está negativamente correlacionada com o grau de abertura da economia que, segundo os autores, “(...) *the higher the degree of openness, the less freedom the importer will have to pass elevated mark-ups on to the customer*”. Esta tese será retomada com a discussão dos resultados obtidos deste presente trabalho.

Tendo em vista os três arcabouços teóricos apresentados nesta seção, verifica-se que os modelos apresentados neste capítulo procuram descrever o comportamento do *pass-through* a partir de fundamentos microeconômicos, sendo a principal base o comportamento das firmas maximizadoras em concorrência imperfeita, em que as firmas possuem relativo poder de mercado. Neste sentido não há uma teoria “puramente” macroeconômica, pois o comportamento agregado é encarado, nestes modelos apresentados, como a somatória dos agentes individuais (no caso, as firmas) que compõem a economia, e tal característica deve ser atendida ao analisar a base teórica do *pass-through* atualmente em voga.

3. Metodologia utilizada

Cada série temporal, em termos gerais, pode ser composta por uma tendência de longo prazo (T_t), variações periódicas (S_t) que podem ser consideradas sazonais (variações com periodicidade menor que 1 ano) e variações cíclicas (periodicidade maior que um ano), e choques aleatórios (ε_t), e com isso uma série temporal pode ser escrita como¹⁰:

$$Y_t = T_t + S_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Tendo em vista isso, a detecção de tendência nas séries em análise constitui-se em uma etapa importante para a modelagem empírica que se realiza, e esta detecção tem por objetivo não obter os resultados conhecidos como *regressão espúria*. Este tipo de resultado se caracteriza como a obtenção de resultados estatísticos considerados bons (coeficiente de determinação elevado e significância estatística dos parâmetros) mesmo que a relação evidenciada pelo modelo não possua significado teórico ou prático¹¹. Neste sentido, a modelagem econométrica de séries temporais não deve ser feita a partir de um modelo clássico de regressão linear, requerendo uma metodologia distinta.

Neste capítulo serão apresentadas as etapas metodológicas que serão feitas para a estimação do *pass-through* no Brasil, cujos resultados serão apresentados no capítulo 4. Será apresentada inicialmente a detecção de tendência nas séries analisadas a partir de uma análise univariada; e será estimado em seguida o modelo Vetor Auto-Regressivo (VAR), neste caso já numa modelagem multivariada.

O teste sobre o número de vetores de cointegração (que, em termos gerais, expressam relações de longo prazo entre as variáveis analisadas¹²) é apresentado a seguir, seguido pelo teste de restrições nos componentes da matriz de longo prazo e, por fim, na breve apresentação sobre a função de Impulso-Resposta.

¹⁰ Trata-se de uma das maneiras possíveis de composição de uma série temporal. Pode ocorrer a multiplicação das componentes em vez da soma, ou mesmo a multiplicação de alguns e a soma de outros. Pretende-se aqui apresentar sucintamente a ideia principal que norteará a análise univariada e multivariada que será feita adiante.

¹¹ Este tipo de resultado é obtido, como será discutido na seção 3.2, em um modelo de regressão linear usual quando as séries temporais envolvidas possuem tendência comum.

¹² Ver seção 3.2

3.1 – Análise univariada

O processo de análise univariada constitui na detecção de padrões de comportamento das séries temporais consideradas isoladamente, como as presentes na equação (3.1), de determinada série temporal. Para os objetivos deste trabalho, a análise univariada constitui-se na verificação das séries temporais constituírem processos estacionários ou não estacionários ou, em outros termos, a determinação da ordem de integração da série. Deve-se observar que esta verificação equivale a detecção de tendência estocástica nas séries temporais. Define-se a série Y_t como processo fracamente estacionário¹³ (ou estacionário em covariância ou simplesmente estacionária) se (MORETTIN e TOLOI, 2004, p.26):

- $E(Y_t) = \mu$, constante para todo t ;
- $\text{Var}(Y_t) = \sigma^2$, finito e constante para todo t ; e
- $\text{Cov}(Y_t, Y_s)$ é uma função unicamente de $|t - s|$.

Para séries não estacionárias, por sua vez, pode verificar quais modificações podem ser feitas nestas séries para que elas se tornem estacionárias. A modificação que é feita é a diferenciação sucessiva da série temporal até que se torne um processo estacionário, tal como será explicado adiante. Por exemplo, considere um *Passeio Aleatório* definido como:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

em que ε_t é um *ruído branco*¹⁴. Verifica-se que $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$ e $\text{Cov}(Y_t, Y_s) = \sigma^2 \min(t, s)$ e, com isso, o Passeio Aleatório é um processo não estacionário. Porém, deve-se constatar que, para o Passeio Aleatório, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$, que é um processo estacionário, ou seja, a diferença da série Y_t é um processo estacionário, e a série em nível é não estacionária. Pode ocorrer que apenas uma diferenciação da série não seja suficiente para torná-la estacionária, e desta forma deve-se tomar

¹³ Define-se processo estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais permanecem as mesmas sob translações no tempo. Este conceito não será tratado neste trabalho, e para uma apresentação mais detalhada ver (MORETTIN e TOLOI, 2004, p.25)

¹⁴ Um processo é chamado de *ruído branco* se

$E(Y_t) = 0$;

$\text{Var}(Y_t) = \sigma^2$, finito e constante para todo t ; e

$\text{Cov}(Y_t, Y_s) = 0$.

Pode-se verificar que um processo ruído branco é estacionário.

diferenças sucessivas das séries até torná-las estacionárias. Por exemplo, considere o seguinte processo ilustrativo:

$$Y_t = 2Y_{t-1} - Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

que é um processo não estacionário. Para este processo, verifica-se que:

$$Y_t - Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

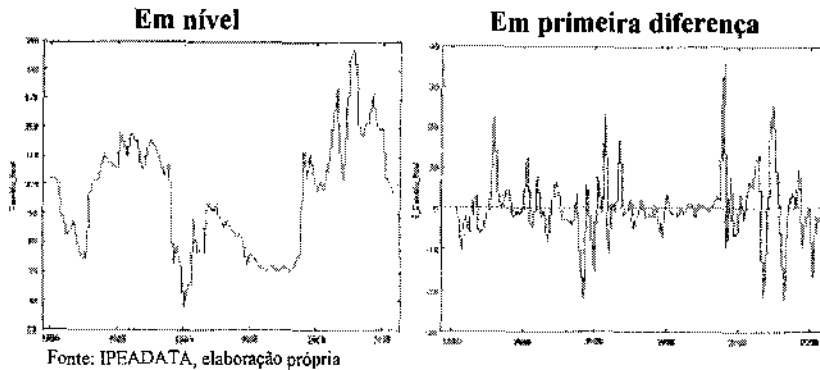
$$\Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Ou seja, a primeira diferença de (3.3) constitui um Passeio Aleatório e, como apresentado anteriormente, é um processo não estacionário. Definindo $\Delta^2 Y_t = \Delta(\Delta Y_t)$ como a segunda diferença da série temporal Y_t , chega-se ao resultado para o processo (3.3) de que $\Delta^2 Y_t = \varepsilon_t$, que é estacionário. Pode-se generalizar os resultados anteriores para a n -ésima diferença, definido como $\Delta^n Y_t$, porém para os dados econômicos será necessário, no máximo, duas diferenciações.

A determinação do número de diferenças para tornar a série estacionária constitui no cálculo da *ordem de integração* da série. Em uma série em que Y_t é não estacionário e a primeira diferença torna estacionária a série em questão, define-se a série como *integrada em primeira ordem* (doravante denominada como $I(1)$) e, para as séries em que tanto Y_t e ΔY_t são não estacionárias e $\Delta^2 Y_t$ é estacionária, a série é denominada como *série integrada em segunda ordem* - $I(2)$, e, analogamente, uma série em que apenas $\Delta^n Y_t$ é estacionária, a série é denominada como *integrada em n -ésima ordem* - $I(n)$.

As séries temporais econômicas podem ser caracterizadas como séries suaves e não estacionárias em nível e erráticas e estacionárias em primeira diferença. Para exemplificar, apresenta-se a seguir graficamente a série de taxa de câmbio real para o Brasil entre 1980 e 2005 em nível e em primeira diferença, e a mudança de comportamento descrita anteriormente pode ser visualizada.

Gráfico 1 – Taxa de Câmbio Real, Brasil 1980 – 2005



Com isso a análise univariada consiste em determinar a ordem de integração das séries, e para isso será utilizado o teste de hipótese *ADF* (*Augmented Dickey Fuller*). Define-se um processo Auto-regressivo de ordem p – $AR(p)$ como sendo:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

A partir da formulação de um processo expressa em (3.4), o teste *ADF* possui as seguintes formulações possíveis¹⁵:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Delta Y_t = \mu_t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta Y_t = \mu_t + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

tendo como hipótese nula $\phi = 0$ (o processo é não estacionário), contra a hipótese alternativa de $\phi < 0$ (o processo é estacionário). Pode-se verificar que a hipótese de $\phi = 0$ é análogo a hipótese de que $\rho = 1$, em outros termos, o teste *ADF* verifica a existência de *raiz unitária* na série em questão. Será

¹⁵ Fonte: Gretl user guide.

feito o teste *ADF* para a série em nível e, no caso de séries não estacionárias, diferenciações sucessivas até o teste acusar estacionariedade das séries.

3.2 – Cointegração e o modelo de correção de erros

Em uma análise multivariada, a existência de duas ou mais séries temporais em análise, além da ordem de integração de cada série individualmente, pode ocorrer a existência de uma relação estável de longo prazo entre duas ou mais séries temporais envolvidas. Neste sentido, a relação estável ocorre na medida em que estas duas ou mais séries possuem tendência de longo prazo comum que garantem, no longo prazo, que estas séries “caminhem juntas”¹⁶.

Considere duas séries, Y_t e X_t , sendo integradas de ordem p e q , respectivamente. Define-se *vetor de cointegração* o vetor formado pelos coeficientes a e b tal que a expressão $aY_t - bX_t$ seja uma série $I(p - q)$. Em outros termos, a cointegração se verifica quando uma combinação linear entre as séries temporais consegue diminuir a ordem de integração das séries em análise. O vetor de cointegração (a, b) pode ser reescrito como $(1, a/b)$ e, desta forma, a relação de longo prazo entre as variáveis pode ser expresso como $Y_t - \beta X_t$. Tal relação expressa, neste sentido, uma relação de “equilíbrio” de longo prazo entre as variáveis envolvidas.

A partir do exposto, podem ocorrer as seguintes situações:

- 1 - Se Y_t e X_t forem $I(1)$, pode existir $Y_t - \beta X_t$ que seja $I(0)$, e denomina-se que Y_t e X_t seja $CI(1,0)$;
- 2 - Se Y_t e X_t forem $I(2)$, pode existir $Y_t - \beta X_t$ que seja $I(0)$, e denomina-se que Y_t e X_t seja $CI(2,0)$;
- 3 - Se Y_t e X_t forem $I(1)$, pode existir $Y_t - \beta X_t$ que seja $I(0)$, e denomina-se que Y_t e X_t seja $CI(2,1)$;
- 4 - Se Y_t for $I(2)$ e X_t for $I(1)$, pode existir $Y_t - \beta \Delta X_t$ que seja $I(0)$, e denomina-se que Y_t e X_t seja $CI(1,0)$ ¹⁷.

Em relação ao número de vetores de cointegração possíveis que podem ser encontrados, pode-se verificar que, sendo o número de variáveis considerado na análise igual a p , existe a possibilidade de encontrar até $p-1$ vetores de cointegração. A determinação do número de vetores de cointegração é feita a partir da *estatística do traço*, apresentado na seção 3.4 e do máximo autovalor.

¹⁶ Uma apresentação mais detalhada e formalizada sobre este tema pode ser encontrada em Johansen (1995, cap. 3)

¹⁷ Este caso também é denominado *cointegração polinomial*.

A formas de detecção do número de vetores de cointegração e sua estimação pode ser feita por várias técnicas multivariadas. Para os objetivos deste trabalho serão trabalhados com duas aplicações desta metodologia: a Paridade de Poder de Compra (PPC) e a taxa de juros real. Com base no princípio da arbitragem de mercadorias, a Paridade de Poder de Compra postula que, na ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e informação perfeita, os preços entre as mercadorias não podem diferir entre os diferentes países. Sendo válida essas hipóteses, a PPC postula que a seguinte condição deve ser satisfeita¹⁸:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (3.8)$$

em que P_t e P_t^* representam os preços interno e externo, respectivamente, e E_t a taxa de câmbio. A expressão da PPC pode ser reescrita obtendo-se o logaritmo neperiano dos dois lados da equação, expresso como:

$$\ln(P_t) = \ln(E_t) + \ln(P_t^*) \quad (3.9)$$

A equação (3.8) representa uma condição de equilíbrio, e assim, a relação entre essas variáveis apresentado em (3.8) caracterizaria uma relação estável entre elas e, com isso, estas séries cointegrariam caso a hipótese da PPC seja válida.

Sendo r a taxa real de juros e i a taxa nominal e π a taxa de inflação, a taxa de juros real é expressa como¹⁹:

$$r = i - \pi \quad (3.10)$$

Neste sentido, r deve se caracterizar por um processo estacionário, bem como a taxa real de juros doméstica e internacional devem possuir tendência comum, sob a hipótese de liberdade (ou pelo menos barreiras mais brandas) de fluxo de capitais.

Sendo as variáveis Y_t e X_t integradas de ordem 1, o modelo de correção de erros é definido como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \alpha(Y_{t-1} - kX_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

¹⁸ Uma discussão sobre a evidência da paridade de poder de compra no Brasil pode ser encontrada em Marçal (1998)

¹⁹ A equação (3.9) também é chamada de *Equação de Fisher*.

O modelo de correção de erros, portanto, apresenta as variações de uma determinada variável como resposta de variações de curto prazo das variáveis dependentes do modelo (expresso pelas primeiras diferenças das variáveis) e de uma relação de longo prazo entre elas expresso por $(Y_{t-1} + kX_{t-1})$, e esta relação possibilita que as variáveis envolvidas na modelagem converjam para uma relação de longo prazo estável (expresso pelo vetor de cointegração), mesmo que ocorram alterações bruscas em qualquer uma das variáveis envolvidas. A velocidade em que ocorre este ajustamento se dá pelo coeficiente α .

A partir da formulação expressa em (3.9) evita-se que ocorra os resultados de *regressão espúria*, tal como discutido na seção 3.1. Estes resultados são obtidos em uma análise de regressão envolvendo séries $I(1)$ que não cointegrem e, para que este tipo de resultado não ocorra, a modelagem deve envolver apenas processos estacionários, não envolvendo portanto qualquer variável com ordem de integração superior a zero. Verifica-se, com isso, que se as séries são $I(1)$ e cointegrem, a expressão (3.9) envolve apenas processos estacionários, e com isso o problema da regressão espúria é evitado.

3.3 – Modelo Vetor Auto-Regressivo (VAR)

Sendo as variáveis:

- y_t – vetor-coluna formado pelas observações no período t de um conjunto de variáveis;
- D_t – Matriz que engloba um conjunto de variáveis determinísticas incluídas no modelo, como tendência linear ou quadrática, variáveis binárias sazonais ou de intervenção; e
- ε_t - vetor-coluna formado por erros aleatórios.

Define-se um processo Vetor Auto-Regressivo (VAR) de ordem k como sendo:

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 y_{t-2} + \dots + \Pi_k y_{t-k} + \Phi_t D_t + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

em que Π_i é a matriz dos coeficientes associado a i -ésima defasagem do vetor y_t e Φ_t a matriz dos coeficientes associados a matriz D_t . O processo (3.11) pode ser reescrito como $A(L)y_t = I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k$ e que L representa o operador defasagem²⁰. O processo (3.11) pode ser reparametrizado para o processo em primeira diferença da seguinte forma²¹:

²⁰ Define-se o operador defasagem como sendo $LY_t = Y_{t-1}$ e, de maneira análoga, $L^d Y_t = Y_{t-d}$

²¹ Uma apresentação detalhada desta reparametrização pode ser encontrada em Johansen (1995, p. 44 e p. 45)

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{y}_{t-k+1} + \Phi \mathbf{D}_t + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

em que $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ e $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - \mathbf{I}$. As matrizes Γ_i representam a dinâmica de curto prazo das variáveis envolvidas no modelo, enquanto a matriz Π representa a dinâmica de longo prazo das variáveis. Com isso, o modelo VAR é estruturado em um sistema de equações na qual se verifica a semelhança entre este modelo e o modelo de correção de erros, apresentado na seção 3.2, e com isso o modelo expresso em (3.13) também é denominado de modelo vetorial de correção de erros (VECM – *Vector Error Correction Model*). Admite-se que em (3.12) as variáveis são I(1) e, para o caso em que as variáveis são I(2), a expressão do modelo VAR fica:

$$\Delta^2 \mathbf{y}_t = \Gamma \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \Psi_1 \Delta^2 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Psi_{k-2} \Delta^2 \mathbf{y}_{t-k+2} + \Phi \mathbf{D}_t + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Se a hipótese de que $|A(L)| = 0$ prevalecer, então a matriz Π poderá ser decomposta em duas matrizes de ordem $p \times r$, em que p é o número de variáveis incluídas no modelo e r o número de vetores de cointegração da análise (ou, em outros termos, o posto da matriz Π). Com isso a decomposição é expressa como:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3.15)$$

em que β representa os vetores de cointegração e α representa a matriz de carga em que especifica os “pesos” em que os vetores de cointegração entram no modelo.

A partir do posto da matriz Π , expresso por r , pode-se apontar três situações possíveis em relação a formulação de um modelo VAR, a saber:

- $r = 0$: neste caso todas as variáveis possuem ordem de integração igual a 1 e não existe cointegração entre as variáveis;
- $r = p$: todas as variáveis são estacionárias;
- $0 < r < p$: existem r vetores de cointegração no conjunto de variáveis, e assim a decomposição expressa em (3.13) é válida.

3.4 – Teste do traço

Uma vez escolhidas as variáveis e o número de defasagens presente em um modelo VAR, procede-se a determinação do número de vetores de cointegração presente no sistema. O primeiro passo para seu teste é estimar o modelo VAR e obter a estimativa da matriz Π e calcular os autovalores desta matriz. Sendo $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_n$ os autovalores da matriz Π e T o tamanho da amostra e k o número de vetores de cointegração, a *estatística do traço* é definida como:

$$\eta_p = -T \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.16)$$

que assintoticamente segue uma distribuição qui quadrado não padrão simulada por Johansen (1995). A hipótese nula deste teste é a existência de até k vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de mais de k vetores de cointegração.

Alternativamente pode-se fazer o teste da *estatística do máximo autovalor*, definido como $\xi_p = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$, em que a hipótese nula é a existência de k vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $k+1$ vetores de cointegração. Porém tal como discutido em Enders (1995), estes dois procedimentos podem acusar resultados distintos quanto ao número de vetores de cointegração, e desta forma será utilizado a estatística do traço neste presente trabalho.

3.5 – Teste de hipótese sobre os componentes da matriz de longo prazo

A partir da estimativa de um modelo VAR e determinado o número de vetores de cointegração presentes no sistema, pode ser testada restrições sobre as estimativas dos valores da matriz β . Este teste será utilizado para a identificação dos vetores de cointegração do sistema, uma vez definido o posto da matriz Π . Sendo $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ os coeficientes de um determinado vetor de cointegração, pode-se impor restrições a esses coeficientes dos seguintes tipos²²:

$$\beta_i = -\beta_j \quad (3.17)$$

$$\beta_i = a \quad (3.18)$$

para um valor de a qualquer.

²² Há outras possibilidades para formular restrições sobre a matriz de longo prazo de um sistema. Para uma apresentação mais detalhada ver Johansen (1995, p. 72 a 78)

A partir da especificação das restrições pode-se testar a significância das restrições impostas através de um teste de Razão de Verossimilhança²³, com graus de liberdade igual ao número de restrições impostas ao modelo.

Este teste será utilizado para identificar no sistema os vetores de cointegração apresentados na seção 3.2, além de verificar a existência de uma variável estacionária no sistema estimado.

3.6 – Função Impulso - Resposta

A função Impulso-Resposta procura evidenciar, a partir de um modelo VAR estimado, a transmissão dos choques em uma determinada variável para o conjunto de variáveis consideradas no modelo. Com isso, obtém-se um resultado da interdependência entre as variáveis considerada no modelo, e assim consegue recuperar uma medida de sensibilidade de uma variável a variações em outra variável, levando em consideração a estrutura de inter-dependência formulada pelo modelo.

Considere um modelo VAR ilustrativo com duas variáveis Y_t e X_t $I(0)$, sem considerar variáveis determinísticas no modelo e com uma defasagem. A partir da expressão (3.11), este modelo pode ser expresso como:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_X & \gamma_X \\ \delta_Y & \gamma_Y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{X,t} \\ \varepsilon_{Y,t} \end{bmatrix}$$

Desta forma, pode-se visualizar que uma perturbação, por exemplo, na primeira equação (sendo esta perturbação expressa por $\varepsilon_{X,t}$), provocará alterações no instante t na variável X_t . No instante $t+1$, esta perturbação se transmitirá para X_{t+1} pela primeira equação e em Y_{t+1} pela segunda equação, e tais alterações serão transmitidas nos instantes $t+2$ em diante a partir destas interações, sendo a magnitude desta transmissão de choques determinado pela matriz dos coeficientes estimados do modelo²⁴.

²³ A estatística de um teste de Razão de Verossimilhança é definido como:

$$RV = -2(\ln L(\hat{\theta}) - \ln L(\theta))$$

em que L é a função de verossimilhança do modelo. A estatística RV segue uma distribuição de Qui-Quadrado, com graus de liberdade igual as restrições impostas aos parâmetros a serem estimados, expresso pela matriz θ .

²⁴ Para este presente trabalho será considerado uma variação igual a 1 em uma determinada variável.

4. Resultados obtidos

4.1 – Análise univariada

Para a estimação do *pass-through* no Brasil, neste presente trabalho, serão utilizadas as seguintes séries temporais²⁵:

- IPC dos Estados Unidos;
- IPCA do Brasil, medido pelo IBGE;
- Taxa Nominal de Câmbio R\$/US\$, comercial;
- Taxa de Juros Selic, Brasil;
- Taxa de Juros do *Federal Reserve* dos Estados Unidos;

Os dados norte-americanos serão utilizados como *proxy* do comportamento das variáveis no resto do mundo, e deve-se destacar que o IPCA será de particular interesse na análise uma vez que este índice é o principal na execução do sistema de Metas de Inflação, instituído em janeiro de 1999 com a desvalorização do real. Serão utilizados dados trimestrais, fim de período, compreendendo o período entre o primeiro trimestre de 1980 e o último trimestre de 2005 e todas as variáveis serão trabalhadas em logaritmo neperiano. Recorreu-se a este nível de frequência e a obtenção dos dados fim de período para diminuir a presença de choques de curtíssimo prazo nas séries, o que poderia comprometer as estatísticas de ajuste do modelo.

Tendo em vista que o período em análise compreende um período de inflação crônica (entre 1980:1 e 1994:2, quando ocorre o Plano Real) e um período seguido de relativa estabilidade de preços, o teste ADF, apresentado na seção 2.1, foi utilizado para cada um desses dois períodos, além de considerar 5 defasagens e intercepto no teste. Os resultados do teste estão sumarizados a seguir.

²⁵ Fonte: IPEADATA

Tabela 1

Resultados do teste ADF						
Série	1980:1 - 1994:2			1994:3 - 2005:4		
	Nível	1ª diferença	2ª diferença	Nível	1ª diferença	2ª diferença
Fed	-3,784 **			-3,368 *		
Lncambio	2,296	-1,066	-5,767 **	-1,426	-11,69 **	
lnipc_eua	-0,317	-3,014 *		0,417	-2,944 *	
lnipca_br	2,298	-0,917	-4,874 **	0,082	-79,41 **	
selic_at	-0,808	-4,779 **		-90,7 **		

Valores críticos:

Antes do Real – 5% $t = -2,92$; 1% $t = -3,56$

Depois do Real – 5% $t = -2,93$; 1% $t = -3,58$

* Significativo a 5%

** Significativo a 1%

Fonte: elaboração própria

Com os resultados apresentados na Tabela 1, verifica-se que as séries de preços brasileiros no período de inflação crônica são $I(2)$, enquanto para o período seguinte estas séries passam a ser $I(1)$. Neste sentido, surge a questão se os dados em análise são processos $I(1)$ e apresentam quebra estrutural ocasionada com a implantação do Plano Real ou se verifica uma queda da ordem de integração, uma vez que no primeiro período as séries são $I(2)$ e no segundo período são $I(1)$. Admite-se neste trabalho a hipótese de queda da ordem de integração, porém torna-se necessário uma modelagem adequada da mudança de padrão de comportamento das séries em estudo.²⁶

A hipótese de mudança de comportamento das séries de preços admitida neste trabalho é corroborada na discussão apresentada por Juselius (2004), em que períodos de elevada inflação configuram as séries em estudo ordem de integração igual a 2. Desta forma, acusa-se que ocorreu com a adoção do Plano Real uma quebra estrutural nas séries brasileiras, e com isso a estimação dos resultados serão feitas para os dois períodos em separado.

4.2 – Análise multivariada

Serão consideradas para a modelagem do Vetor Auto-Regressivo (VAR) as seguintes variáveis endógenas:

- *PPP*, Paridade de Poder de Compra (PPC)²⁷ tal como especificado na expressão (3.9)²⁸;
- *DLNIPCA_BR* – primeira diferença do nível de preços no Brasil medido pelo IPCA;

²⁶ Esta necessidade será retomada na seção 4.3

²⁷ A sigla *PPP* vem do inglês *Purchase Power Parity*.

²⁸ Ver seção 3.2

- *DLNIPC_EUA* – primeira diferença do nível de preços medido pelo IPC nos Estados Unidos;
- *SELIC_AT* – Taxa de Juros trimestral no Brasil; e
- *FED* – Taxa de Juros trimestral nos Estados Unidos.

A escolha deste sistema se deve, primeiramente, por envolver variáveis cuja ordem de integração é no máximo igual a 1, uma vez que os resultados teóricos e os passos para a estimação de um modelo VAR proposto por Johansen (1995) são válidos para variáveis $I(1)$. Por outro lado, a especificação do sistema da maneira proposta é conveniente para testar a existência da paridade de poder de compra e a validade da taxa real de juros de maneira simples, o que configura numa vantagem do modelo proposto em vez das variáveis originais, uma vez que o teste da taxa de juros real é obtido com a inflação e não com o nível de preços da economia. Por fim, a partir do sistema proposto a mensuração do *pass-through* é direta uma vez que as variáveis de preços estão especificadas em primeira diferença e dispensa com isso manipulações algébricas adicionais.

Para a obtenção das estimativas do *pass-through* neste trabalho será seguido a metodologia proposta por Johansen presente em Enders (1995, p. 393). O ponto de partida desta metodologia é ajuste do VAR irrestrito, isto é, no processo de estimação não será considerado que as variáveis presentes apresentam relação de longo prazo. Este procedimento será utilizado para verificar o número de defasagens utilizadas no modelo e estatísticas de ajuste do modelo, como heterocedasticidade e normalidade dos resíduos.

Em seguida, será determinado o número de vetores de cointegração presentes no sistema (analogamente, o posto da matriz de longo prazo) a partir da estatística do traço (apresentada na seção 3.4). Após a determinação do posto da matriz Π , será realizado a análise de cointegração do sistema, tendo por objetivo verificar a validade do modelo especificado (nesta etapa impondo a restrição do número de vetores de cointegração determinado na etapa anterior) e identificar os vetores de cointegração presentes através dos testes de hipótese na matriz de longo prazo. Para esta identificação serão testadas a Paridade de Poder de Compra e a taxa de juros real, discutidas na seção 3.2. Por fim, os resultados da função impulso resposta serão apresentados.

Este procedimento será realizado para o período que antecede a aplicação do Plano Real e para o período seguinte. Os resultados obtidos para estes dois períodos serão apresentados a seguir.

4.2.1 – Período antes do Plano Real: 1980: 1 a 1994:2.

A partir do modelo irrestrito para este período foram utilizadas inicialmente 4 defasagens para verificar sua significância estatística e inferir, pela estatística do traço, o número de vetores de cointegração presentes no sistema. Estes resultados estão apresentados nas tabelas 2 e 3 a seguir.

Tabela 2 - Significância das defasagens – sistema antes do Real

Variável	Teste F	Valor	p-valor	AIC	SC	No de defasagens
Modelo Completo				-22,328	-18,425	4
Defasagem 4 – 4	F(25,105)	1.06	[0,4001]	-22,439	-19,465	3
Defasagem 3 – 4	F(50,131)	0.99	[0,5035]	-22,754	-20,71	2
Defasagem 2 – 4	F(75,138)	1.188	[0,1906]	-22,776	-21,661	1
Defasagem 1 – 4	F(100,141)	6.494	[0,0000]**	-17,7	-17,514	0

Fonte: Elaboração própria

Tabela 3 - teste de cointegração - sistema antes do Real

Nº vetores de cointegração	Estatística do traço	p-valor
Nenhum	74,178	[0,020]*
Até 1	44,943	[0,090]
Até 2	26,747	[0,111]
Até 3	11,019	[0,214]
Até 4	0,0040323	[0,949]

Fonte: Elaboração própria

A partir dos resultados presentes na tabela 2, verifica-se que o número de defasagens utilizado no modelo é adequado uma vez que se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes das defasagens de 1 a 4 sejam conjuntamente diferentes de zero com nível de significância de 1%. Em relação ao número de vetores de cointegração indicam a existência de um vetor de cointegração, porém deve-se atentar que para o caso em que há até 1 vetor de cointegração o p-valor se encontra próximo ao caso em que há até 2 vetores de cointegração. Tendo em vista que os resultados do teste da estatística do traço são baseados em resultados assintóticos e que para esta subamostra há 53 casos válidos apenas, este resultado deve ser visto com cautela. Dado os valores aproximados do p-valor para esses dois casos, será considerado nesta análise a existência de 2 vetores de cointegração.

Após a identificação do número de vetores de cointegração, será realizado testes de hipótese na matriz de longo prazo para a identificação dos vetores de cointegração no sistema. Serão testados a Paridade de Poder de Compra e a taxa de juros real. Para a sua identificação, serão realizados o teste considerando isoladamente a PPC em um vetor de cointegração, a taxa de juros real no Brasil e no exterior no mesmo vetor e a PPC e a taxa de juros real no mesmo vetor de cointegração. Para a

identificação destes vetores de cointegração, foi estimado um VAR com posto igual a 2 e as restrições adequadas para testar a existência foram impostas a um dos vetores, mantendo o segundo vetor irrestrito. Os resultados estão indicados abaixo.

Tabela 4 - identificação dos vetores de cointegração - sistema antes do Real

	estatística	p-valor	grau de liberdade
PPC sozinha	13,062	0,0045	3
Taxa real de juros no Brasil e EUA	3,237	0,1982	2
PPC e taxa real de juros no mesmo vetor	1,333	0,2482	1

Fonte: Elaboração própria

A restrição sobre a Paridade de Poder de Compra isoladamente é rejeitada no nível de significância de 1%, indicando que não há evidência estatística para o caso brasileiro da validade desta teoria. Por sua vez, há evidência estatística da favorável a equação de Fisher, uma vez que não se rejeita mesmo em um nível de significância de 10%, que é alto. Esta não rejeição da taxa de juros real é reforçada ao incluir neste vetor de cointegração a Paridade de Poder de Compra, uma vez que o p-valor do teste neste caso é significativamente maior que no caso isolando a PPC. Tal resultado indica que a Paridade de Poder de Compra no Brasil está sendo influenciada pelo diferencial de juros real e, como esta formulação possui p-valor maior em relação a taxa real de juros sem a influência da PPC, será considerado na análise esta formulação.

Em seguida a identificação do vetor de cointegração foi testado a existência de alguma variável estacionária no sistema considerado. Este teste é especificado impondo o posto da matriz de longo prazo igual a 2 e em um dos vetores a restrição imposta foi que o coeficiente associado a variável de interesse seja igual a 1 e os outros coeficientes iguais a zero. Destaca-se que para este caso será testada a hipótese conjunta do vetor de cointegração identificado anteriormente e a existência de variável estacionária no sistema. Os resultados destes testes estão sumarizados a seguir²⁹.

Tabela 5 - identificação de variáveis estacionárias no sistema - antes do Real

	Estatística	p-valor
DLNIPCA_BR	21,755	0,0002
DLNIPC_EUA	11,03	0,0262
SELIC	21,043	0,0003
FED	14,875	0,005

Fonte: elaboração própria

²⁹ O grau de liberdade associado para todas as restrições impostas são iguais a 4, e não será realizado este teste para variável PPP porque, como já verificado anteriormente, esta variável não é estacionária.

Verifica-se que a inflação dos Estados Unidos pode ser considerada como estacionária e pode ser incluída no sistema como um vetor de cointegração em que seu coeficiente é igual a 1 e zero para as outras variáveis incluídas no sistema, conjuntamente com a restrição da equação de Fisher com relação de longo prazo com a Paridade de Poder de Compra. Tal resultado é confirmado com um p-valor igual a 2,62% (portanto entre 1% e 5%) o que configura ao resultado do teste está na “fronteira” de não ser rejeitado.

Com isso, os dois vetores de cointegração presentes no sistema foram identificados, a saber: a PPC e a taxa real de juros e a inflação norte-americana. Portanto, será incorporado no sistema em análise estes três vetores identificados. As estatísticas de ajuste deste sistema estão apresentadas a seguir.

Tabela 6 - Estatística de ajuste - sistema antes do Real

Teste	Equação	Estatística	p-valor
Normalidade	PPP	12,064	0,0024
	DLNIPCA_BR	7,826	0,0200
	DLNIPC_EUA	2,897	0,2350
	SELIC_AT	8,820	0,0122
	FED	8,538	0,0140
ARCH 1 – 4	PPP	0,613	0,6567
	DLNIPCA_BR	1,907	0,1381
	DLNIPC_EUA	0,824	0,5214
	SELIC_AT	2,018	0,1202
	FED	2,920	0,0396
Heterocedasticidade	PPP	43,956	0,3076
	DLNIPCA_BR	45,867	0,2419
	DLNIPC_EUA	43,808	0,3131
	SELIC_AT	48,656	0,1638
	FED	48,925	0,1574

Fonte: elaboração própria

Verifica-se que para o sistema estimado as estatísticas de ajuste mostram que os resultados obtidos com o modelo são aceitáveis do ponto de vista da normalidade dos resíduos e inexistência de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, o que valida o modelo estimado.

As estimativas das matrizes alfa, beta e da matriz de longo prazo para o primeiro período é apresentada a seguir.

Tabela 7 - Estimativa da matriz alfa - antes do Real

PPP	1,833	0,722
DLNIPCA_BR	-16,011	2,737
DLNIPC_EUA	-0,592	0,080
SELIC_AT	-16,217	2,656
FED	-0,011	-0,051

Fonte: elaboração própria

Tabela 8 - Estimativa da matriz beta - antes do Real

PPP	0	-0,068
DLNIPCA_BR	0	-0,205
DLNIPC_EUA	1	-3,206
SELIC_AT	0	0,205
FED	0	3,206

Fonte: elaboração própria

Tabela 9 - Estimativa da matriz de longo prazo - antes do Real

PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA	SELIC_AT	FED
-0,0487	-0,1482	-0,4815	0,1482	2,3145
-0,1848	-0,5616	-24,7850	0,5616	8,7738
-0,0054	-0,0164	-0,8484	0,0164	0,2563
-0,1793	-0,5451	-24,7320	0,5451	8,5147
0,0034	0,0104	0,1513	-0,0104	-0,1628

Fonte: elaboração própria

Apresenta-se a seguir os valores obtidos e o gráfico da função de impulso resposta para um horizonte de 20 trimestres (5 anos) de um choque igual a 1 na variável *PPP* para as variáveis *DLNIPCA_BR* e *DLNIPC_EUA*, no sistema do período de 1980 até o Plano Real.

Tabela 10 - Função Impulso Resposta - período antes do Real

Horizonte	PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA
1	1,0000	0,0000	0,0000
2	1,1665	-0,2888	0,0002
3	1,1006	0,3721	0,0022
4	1,0048	0,0401	-0,0112
5	0,9036	-0,2381	-0,0009
6	0,8884	0,1817	0,0046
7	0,8853	0,1643	-0,0012
8	0,8173	0,1201	0,0009
9	0,8336	0,0550	0,0006
10	0,8472	0,0394	0,0000
11	0,8570	0,0863	0,0014
12	0,8416	0,1007	0,0001
13	0,8355	0,0506	-0,0005
14	0,8354	0,0528	0,0005
15	0,8435	0,0605	0,0004
16	0,8406	0,0747	0,0000
17	0,8408	0,0643	0,0000
18	0,8398	0,0564	0,0000
19	0,8444	0,0563	0,0001
20	0,8456	0,0649	0,0001

Fonte: elaboração própria

Tabela 11 - Função Impulso Resposta Acumulado- período antes do Real

Horizonte	PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA
1	1,0000	0,0000	0,0000
2	2,1665	-0,2888	0,0002
3	3,2672	0,0833	0,0024
4	4,2719	0,1234	-0,0088
5	5,1755	-0,1147	-0,0096
6	6,0639	0,0669	-0,0050
7	6,9492	0,2312	-0,0062
8	7,7665	0,3513	-0,0053
9	8,6001	0,4062	-0,0047
10	9,4473	0,4456	-0,0047
11	10,3040	0,5319	-0,0032
12	11,1460	0,6326	-0,0032
13	11,9810	0,6832	-0,0037
14	12,8170	0,7360	-0,0032
15	13,6600	0,7965	-0,0028
16	14,5010	0,8712	-0,0028
17	15,3420	0,9355	-0,0028
18	16,1810	0,9919	-0,0028
19	17,0260	1,0482	-0,0028
20	17,8710	1,1131	-0,0027

Fonte: elaboração própria

Para a estimativa do *pass-through*, procedeu-se ao cálculo apresentado por Belaisch (2003, p. 11), sendo o *pass-through* expresso como a razão entre a variação acumulada na inflação e a variação acumulada no câmbio. A partir da especificação do sistema em análise, o cálculo da variação acumulada no câmbio é feito somando a variação da PPP com a variação acumulada da inflação doméstica e subtraindo a variação da inflação no “resto do mundo”. Verifica-se que a variação acumulada do câmbio é igual a aproximadamente 19% e o *pass-through*, consequentemente, é igual a 5,83% transcorrido 5 anos após o choque na taxa de câmbio.

4.2.2 – Período depois do Plano Real: 1994:3 a 2005:4

Foram seguidos os mesmos passos para o sistema no segundo período. As tabelas 9 e 10 apresentam a significância das defasagens incluídas no modelo e o teste da estatística do traço, respectivamente. Verifica-se que o número de defasagens estipulado para o sistema é estatisticamente significativo e quanto aos resultados da estatística do traço confirmam existência de pelo menos dois vetores de cointegração, restando dúvida quanto a existência de um terceiro vetor. Neste sentido serão considerados três vetores de cointegração e a partir daí será especificado os testes sobre a matriz de longo prazo e, a partir daí, será verificado a validade do modelo selecionado.

Tabela 12 - Significância das defasagens – sistema depois do Real

Variável	Teste F	Valor	p-valor	AIC	SC	No de defasagens
Modelo Completo				-34,267	-29,894	4
Defasagem 4 – 4	F(25,105)	2,6908	[0,0005]**	-32,994	-29,615	3
Defasagem 3 – 4	F(50,131)	1,8283	[0,0060]**	-33,3565	-30,9713	2
Defasagem 2 – 4	F(75,138)	2,5307	[0,0000]**	-32,4315	-31,0402	1
Defasagem 1 – 4	F(100,141)	9,1806	[0,0000]**	-27,3913	-26,9938	0

Fonte: elaboração própria

Tabela 13 - Teste de cointegração - sistema depois do Real

Nº vetores de cointegração	Estatística do traço	p-valor
Nenhum	352,88	[0,000] **
Até 1	76,168	[0,000] **
Até 2	36,457	[0,007] **
Até 3	18,104	[0,018] *
Até 4	4,776	[0,029] *

Fonte: elaboração própria

Os resultados dos testes para identificar dos vetores de cointegração no sistema do segundo período estão indicados na Tabela 11. Os resultados obtidos são similares aos obtidos para o

primeiro período uma vez que para o segundo período não há evidência para a validade da paridade de poder de compra no Brasil, e há evidência da taxa de juros real no Brasil e no exterior.

Tabela 14 - Identificação dos vetores de cointegração - sistema depois do Real

	estatística	p-valor	grau de liberdade
PPC sozinha	9,678	0,0079	2
Taxa real de juros no Brasil e EUA	0,704	0,4014	1

Fonte: elaboração própria

Com base na identificação dos vetores de cointegração foi testada a existência de variáveis estacionárias no sistema a partir da imposição de restrições na matriz de longo prazo, já incorporando os vetores de cointegração identificados. Os resultados obtidos estão apresentados na tabela a seguir, e verifica-se que a taxa de juros nos Estados Unidos e a inflação brasileira são estacionárias³⁰.

Tabela 15 - Identificação de variáveis estacionárias no sistema - sistema depois do Real

	Estatística	p-valor
IPCA	0.86003	0.6505
IPC_EUA	9.94	0.0069
SELIC	11.052	0.004
FED	1.7271	0.4217

Fonte: elaboração própria

Com isso, identifica-se os três vetores de cointegração existentes no sistema, a saber: a taxa real de juros com influência de longo prazo da Paridade de Poder de Compra, a inflação brasileira e a taxa de juros nos Estados Unidos. Para a restrição conjunta da Paridade de Poder de Compra, taxa de juros e inflação doméstica na matriz de longo prazo, chega-se a uma estatística de 4,528, não significativa (pois possui um p-valor superior a 33%), o que corrobora a identificação dos três vetores de cointegração feita anteriormente.

As estimativas das matrizes alfa, beta e a matriz de longo prazo estão indicadas a seguir.

³⁰ Os graus de liberdade para este teste foi igual a 3.

Tabela 16 - Estimativa da matriz alfa - depois do Real

PPP	22,4960	-0,1724	-4,0620
DLNIPCA_BR	-2,5127	-0,9035	0,5190
DLNIPC_EUA	1,8515	0,0048	-1,2860
SELIC_AT	2,8391	-0,9120	-2,7557
FED	-0,1415	-0,0009	0,0681

Fonte: elaboração própria

Tabela 17 - Estimativa da matriz beta - depois do Real

PPP	0,0003	0,0000	0,0000
DLNIPCA_BR	0,0462	1,0000	0,0000
DLNIPC_EUA	-0,7375	0,0000	0,0000
SELIC_AT	-0,0462	0,0000	0,0000
FED	0,7375	0,0000	1,0000

Fonte: elaboração própria

Tabela 18 - Estimativa da matriz de longo prazo - depois do Real

PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA	SELIC_AT	FED
0,0077	0,8672	-16,5900	-1,0395	12,5280
-0,0009	-1,0196	1,8530	0,1161	-1,3340
0,0006	0,0904	-1,3655	-0,0856	0,0795
0,0010	-0,7808	-2,0938	-0,1312	-0,6619
0,0000	-0,0074	0,1043	0,0065	-0,0362

Fonte: elaboração própria

As estatísticas de ajuste para o sistema com posto igual a três e os vetores identificados estão indicados na tabela 13.

Tabela 19 - Estatística de ajuste - sistema depois do Real

Teste	Equação	Estatística	p-valor
Normalidade	PPP	6,411	0,0405
	DLNIPCA_BR	13,022	0,0015
	DLNIPC_EUA	1,088	0,5804
	SELIC_AT	6,414	0,0405
	FED	0,693	0,7072
ARCH 1 – 4	PPP	0,051	0,9947
	DLNIPCA_BR	0,695	0,6048
	DLNIPC_EUA	0,507	0,7315
	SELIC_AT	0,542	0,7071
	FED	0,612	0,6591
Heterocedasticidade	PPP	38,748	0,5266
	DLNIPCA_BR	45,295	0,2606
	DLNIPC_EUA	44,994	0,2708
	SELIC_AT	43,097	0,3402
	FED	40,690	0,4399

Fonte: elaboração própria

Cabe mencionar que os resultados dos testes de normalidade rejeitam a hipótese nula de normalidade das equações da *PPP*, *DLNIPCA_BR* e *SELIC_AT*. Porém destaca-se que o resultados dos demais testes não indicam em outros problemas no ajuste do sistema, e com isso os resultados obtidos com este ajuste são satisfatórios.

Apresenta-se a seguir a função impulso resposta de uma variação igual a 1 na *PPP* na inflação doméstica e inflação no “resto do mundo”.

Tabela 20 – Função Impulso Resposta - depois do Real

Horizonte	PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA
1	1,0000	0,0000	0,0000
2	0,9051	0,0341	0,0016
3	0,8103	0,0637	0,0066
4	0,5799	0,0143	-0,0065
5	0,5151	-0,0181	0,0000
6	0,6733	-0,0142	0,0012
7	0,7045	0,0042	0,0050
8	0,7461	0,0087	0,0026
9	0,6085	0,0116	0,0009
10	0,5325	0,0015	0,0034
11	0,5041	-0,0046	0,0029
12	0,5085	-0,0037	0,0029
13	0,5030	0,0010	0,0020
14	0,4480	0,0026	0,0033
15	0,4214	-0,0005	0,0032
16	0,3960	-0,0012	0,0019
17	0,3858	-0,0012	0,0018
18	0,3717	-0,0010	0,0025
19	0,3663	-0,0012	0,0028
20	0,3649	-0,0004	0,0018

Tabela 21 – Função Impulso Resposta Acumulado - depois do Real

Horizonte	PPP	DLNIPCA_BR	DLNIPC_EUA
1	1,0000	0,0000	0,0000
2	1,9051	0,0341	0,0016
3	2,7154	0,0979	0,0082
4	3,2953	0,1122	0,0017
5	3,8103	0,0941	0,0017
6	4,4836	0,0799	0,0029
7	5,1881	0,0841	0,0079
8	5,9343	0,0928	0,0105
9	6,5428	0,1044	0,0114
10	7,0752	0,1059	0,0148
11	7,5793	0,1013	0,0176
12	8,0878	0,0977	0,0205
13	8,5908	0,0986	0,0225
14	9,0388	0,1012	0,0258
15	9,4602	0,1007	0,0290
16	9,8561	0,0994	0,0309
17	10,2420	0,0982	0,0327
18	10,6140	0,0973	0,0352
19	10,9800	0,0961	0,0380
20	11,3450	0,0956	0,0398

Com cálculos similares ao realizado ao primeiro período, se verifica que o *pass-through* no segundo período foi de aproximadamente 0,08% transcorrido 5 anos após o choque na taxa de câmbio.

4.3 – Comparação dos resultados

A análise dos resultados obtidos com os modelos ajustados serão embasadas nas duas hipóteses apresentadas no capítulo 1, a saber: o *pass-through* do segundo período diminuiu em relação ao primeiro período, e as variações na inflação são maiores quando há evidência de que o choque sofrido no câmbio é persistente.

Os resultados obtidos neste trabalho confirmam a hipótese inicialmente apresentada por Albuquerque e Portugal (2005), uma vez que o *pass-through* diminuiu sensivelmente comparando o período que antecede a estabilização inflacionária e o período após a estabilização. Tal como apresentado na seção 4.2.1, o *pass-through* do primeiro período, considerando uma projeção de 5 anos, totaliza uma variação de aproximadamente 5,83% dada uma variação no câmbio de 1%, e tal como apresentado na seção 4.2.2 o *pass-through* cai para 0,08% após transcorrer 5 anos. Neste sentido pode ser visualizada uma variação significativa do *pass-through* dos dois períodos em análise neste trabalho.

Albuquerque e Portugal (2005), através da metodologia de Processos de Espaço de Estado, indica que “(...) *the Real Plan led to a decrease in the pass-through*” (ALBUQUERQUE e PORTUGAL, 2005, p. 17) para o IPCA, e este resultado pode ser encontrado em Albuquerque e Portugal (2005, p. 15 e 16). Conclui-se que resultados similares aos apresentados em Albuquerque e Portugal (2005) foram obtidos nos sistemas ajustados, a partir de um modelo VAR, porém a redução verificada no *pass-through* foi mais acentuada.

Em relação a repasse da variação no câmbio nos preços domésticos, a hipótese apresentada em Goldfajn e Werlang (2000) que se refere ao repasse cambial maior considerando horizontes maiores pode, em certos termos, ser confirmada. A partir das funções de Impulso Resposta Acumulada apresentadas nas tabelas 8 e 15, verifica-se que estas apresentam trajetória crescente e, para o caso do período após o Plano Real, o comportamento da função estabiliza no quarto trimestre. Goldfajn e Werlang (2000, p. 17) apresentam que o coeficiente máximo do *pass-through* é verificado no décimo segundo mês e, levando em consideração que este texto utiliza dados mensais e o presente trabalho dados trimestrais, pode verificar semelhanças entre os resultados obtidos. Para o primeiro período não se verifica esta estabilização ao longo de todo o período de referência, e tal hipótese não pode ser verificada para este caso.

A partir dos resultados da função Impulso Resposta para as duas sub-amostras pode-se apresentar uma hipótese adicional em relação ao comportamento do *pass-through*, a saber: as variações cambiais irão implicar em alteração do comportamento da inflação doméstica se esta variação cambial foi percebida como persistente e, de maneira análoga, não ocorreria variações na inflação doméstica. A partir dos resultados apresentados na Tabela 7 pode visualizar que a maior variação a partir da variação no câmbio ocorre no sexto trimestre após a variação cambial. Para o período pós-Plano Real, a variação máxima da inflação verificada ocorre no terceiro trimestre. Neste sentido, há uma indicação, mesmo que simples, de que os agentes repassariam para os preços quando perceberem que a variação cambial é persistente. Porém para uma formulação adequada desta hipótese seria necessário uma modelagem alternativa, e esta modelagem deveria levar em

consideração uma assimetria do comportamento do repasse cambial em que esta assimetria seria explicada pela rigidez de preços no curto prazo e os agentes teria cautela em realizar este repasse³¹.

Em relação à comparação do *pass-through* do primeiro período para o segundo período, pode-se apontar que ocorre uma nítida alteração do comportamento das variáveis macroeconômicas em estudo em consequência da implantação do Plano Real; indicando a existência de quebra estrutural para a economia brasileira, em termos gerais, e para o comportamento dos preços no Brasil, em termos específicos. A partir dos resultados obtidos com os sistemas ajustados, há a indicação econométrica que o comportamento do *pass-through* diminuiu sensivelmente no segundo período. Este resultado justifica a aplicação de metodologias para a modelagem de quebra estrutural a partir de um Vetor Auto-Regressivo³² e este tópico pode-se tornar em referência para futuros trabalhos relacionados ao *pass-through* no Brasil envolvendo o período da adoção do Plano Real.

Esta mudança no comportamento pode encontrar paralelo ao discutido por Taylor (2000) em que o repasse cambial é condicionado ao nível da inflação verificada no período e pelo poder de mercado das firmas no mercado doméstico. Em relação à hipótese de estreita relação entre o nível da inflação e o *pass-through*, os resultados confirmam, de certa forma, este comportamento uma vez que o repasse cambial é sensivelmente mais elevado no primeiro período, caracterizado pela inflação crônica, que no segundo período. Em relação ao efeito do poder de mercado das firmas no *pass-through*, atenta-se ao fato de que o *pass-through* diminuiu em um período caracterizado pela liberalização comercial, que pode ter diminuído a capacidade das firmas localizadas no mercado doméstico em fixar os preços praticados. Porém, para a verificação adequada desta hipótese, torna-se necessário levar em consideração os determinantes da formação dos preços pelos agentes, o que foge do escopo deste presente trabalho.

³¹ Uma modelagem neste sentido pode ser encontrada em Correa e Minella (2005), cuja metodologia empregada é a curva de Phillips com limiar (*threshold*).

³² Um exemplo é a metodologia proposta por Hansen (2002).

5. Conclusão

Recentemente, tem crescido o debate em torno dos efeitos das variações cambiais no comportamento da inflação doméstica brasileira, tal como discutido no capítulo 2. Verifica-se que, nestes trabalhos, diferentes metodologias de análise multivariada vem ganhando espaço nestas análises e procuram, de certa forma, apresentar o comportamento do nível de preços a partir de microfundamentos, sendo o principal o poder de mercado das firmas e rigidez de preços no curto prazo.

Em relação aos objetivos apresentados neste trabalho (quais sejam, obter uma estimativa do *pass-through* no período compreendido entre os anos de 1980 e 2005 e apresentação e discussão da metodologia multivariada de séries temporais, no caso o modelo VAR) verifica-se que os resultados obtidos neste trabalho são similares e apontam para as mesmas mudanças estruturais verificadas na economia brasileira no período de análise.

Com os resultados obtidos neste trabalho, foi possível confirmar as principais hipóteses apresentadas na literatura sobre o *pass-through* referentes ao caso brasileiro e internacional. Neste trabalho foram apresentadas indicações empíricas de que o efeito do câmbio na inflação diminuiu com a estabilização inflacionária de junho de 1994 e as variações na inflação dada uma variação na taxa de câmbio são maiores na medida em que esta variação é percebida como uma variação persistente, tal como presente nos textos discutidos no capítulo 2.

Porém os resultados apresentados apresentam limitações em relação aos resultados estatísticos obtidos e, principalmente, o arcabouço teórico considerado. Em relação aos resultados obtidos a principal limitação está associada ao número de observações utilizadas no ajuste dos dois sistemas que foram estudados. Esta limitação se deve pelo fato de que grande parte dos resultados estatísticos a partir de um modelo VAR são realizados com base em resultados assintóticos, e os resultados de alguns testes do ajuste do modelo, como por exemplo a estatística do traço (apresentado na seção 3.4) e o teste de normalidade, são sensíveis ao número de observações em análise. Por outro lado, deve-se destacar que as confirmações das hipóteses discutidas e apresentadas neste trabalho foram obtidas a partir de diferentes metodologias de análise de séries temporais multivariadas tal como apresentado na seção 4.3, o que de certa forma garante confiabilidade aos resultados apresentados.

A mudança brusca de comportamento das variáveis macroeconômicas em análise ganha importância neste trabalho, bem como a necessidade da modelagem da quebra estrutural de maneira

adequada. Esta mudança de comportamento foi confirmada, porém não houve neste trabalho a modelagem da referida quebra estrutural, uma vez que procedeu-se a divisão do período em análise em duas sub-amostras, e com isso as análises foram feitas separadamente para cada uma delas. Com isso, a modelagem de quebra estrutural a partir do modelo VAR torna-se uma necessidade a partir da discussão desenvolvida neste trabalho.

Bibliografia

- ALBUQUERQUE, Christiane R.; PORTUGAL, Marcelo S. (2005). **Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980 – 2002 period**. Revista de Economía, Montevideo – Uruguai, v. 12, nº 1, p 17 – 54.
- ALMEIDA, Daniel Keller de. (2005) **A inflação brasileira recente: uma crítica ao regime de metas de inflação**. X Encontro Nacional de Economia, Campinas (SP).
- BELAISCH, Agnes (2003). **Exchange rate pass-through in Brazil**. Working paper do FMI. 03/141.
- BHUNDIA, Ashok (2002). **An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa**. Working paper do FMI 02/165.
- CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André (2005). **Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com Threshold para o Brasil**. XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal (RN).
- CHOUDHRI, Ehsan U.; HAKURA, Dália S. **Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?** Working paper do FMI 01/194.
- ENDERS, Walter. (1995). **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons Inc.
- GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sérgio Ribeiro da Costa (2000). **The Pass-through from depreciation to inflation: a panel study**. Working paper do Banco Central do Brasil número 5.
- GUILLÉN, OSMANI TEIXEIRA DE CARVALHO; ARAÚJO, CARLOS HAMILTON VASCONCELOS (2005). **O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise VECM para o Brasil**. Disponível no site: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A034.pdf>.

GUEORGUIEV, Nikolay (2003). **Exchange rate pass-through in Romania**. Working paper do FMI 03/130.

Gretl user guide. <http://gretl.sourceforge.net>.

HANSEN, Peter Reinhard (2002). **Generalized Reduced Rank Regression**. Working Paper nº 2002 – 02. Brown University, Department of Economics.

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. **Métodos Econométricos**. McGraw-Hill, Quarta Edição.

JOHANSEN, Soren. (1988). **Statistical Analysis of cointegration vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, p. 231 – 254.

JOHANSEN, Soren (1995). **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press.

JUSELUIIS, Katarina (2004). **Inflation, Money Growth, and I(2) Analysis**. Discussion papers 04-31, University of Copenhagen. Department of Economics.

LEIGH, Daniej; ROSSI, Marco. (2002) **Exchange rate pass-through in Turkey**. Working paper do FMI 02/204.

MARÇAL, Emerson Fernandes (1998). **Paridade de poder de compra: a evidência empírica brasileira**. Dissertação de Mestrado. IE/Unicamp. Campinas-SP.

ROMER, David (1993). **Openness and inflation: theory and evidence**. The Quarterly Journal of Economics. Vol. CVIII. Issue 4.

Site do IPEADATA. <http://www.ipeadata.gov.br>

Site do FMI. <http://www.imf.org>