

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**VARIAÇÃO CAMBIAL E VARIAÇÃO DE PREÇOS:
ESTIMANDO O PASS-THROUGH NO BRASIL**

Roberto Salles Amar

Nº de matrícula: 9715507

Orientador: Roberto Iglesias

Junho 2001

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**VARIAÇÃO CAMBIAL E VARIAÇÃO DE PREÇOS:
ESTIMANDO O PASS-THROUGH NO BRASIL**

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

Roberto Salles Amar

Nº de matrícula: 9715507

Orientador: Roberto Iglesias

Junho 2001

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

Agradeço ao meu orientador, Professor Roberto Iglesias, que sempre me incentivou e apoiou durante a confecção deste trabalho. Também gostaria de agradecer ao Professor Cristiano Fernandes pelo apoio na parte econométrica e ao João Gomes pelos dados disponibilizados.

ÍNDICE

CAPÍTULO I – INTRODUÇÃO	6
CAPÍTULO II – RESENHA DA LITERATURA TEÓRICA	8
2.1 – Enfoque nas Elasticidades	8
2.2 – Estrutura de Mercado e Diferenciação de Produto	10
2.2.1 – Competição Perfeita e Produto Homogêneo	10
2.3 – Competição Imperfeita e Diferenciação de Produto	12
2.4 – Barreiras Não Tarifárias	14
2.5 – Considerações e Observações dos Estudos Anteriores	15
2.5.1 – Cobertura dos Países	15
2.5.2 – Dados	15
2.5.3 – Metodologia	15
2.6 – Conclusões e Achados	16
CAPÍTULO III – ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO PASS-THROUGH	17
3.1 – Preços	19
3.2 – Abertura Comercial	23
3.3 – Câmbio	25
3.4 – Margem	27
3.5 – Demanda	29
3.6 – Salários	31
CAPÍTULO IV – ESTIMAÇÕES	33
4.1 – Modelos Econométricos	33

	5
4.2 – Testes de Raiz Unitária	36
4.3 – Estimando as Equações	40
CAPÍTULO V – TESTES COMPLEMENTARES	51
5.1 – Teste de Heterocedasticidade	51
5.2 – Nova Estimação das Equações com Erros Heterocedásticos	55
5.3 – Teste de Normalidade dos Resíduos	58
5.4 – Teste de Autocorrelação dos Resíduos	58
5.5 – Quebra Estrutural	64
5.6 – Previsibilidade	65
CAPÍTULO VI – CONCLUSÃO	68
BIBLIOGRAFIA	76

CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO

O plano Real trouxe uma grande conquista para a economia brasileira: estabilidade econômica. Há muito tempo vinha-se tentando eliminar o mal da inflação com planos que acabaram por fracassar. A política cambial, sem dúvida, teve um papel fundamental neste processo.

Em 1999 o governo deixou de lado a âncora cambial e adotou o regime de câmbio flutuante. A desvalorização ocorrida logo após a mudança de regime teve um impacto muito maior no índice de preços ao atacado do que nos índices de preços ao consumidor. Alguns atribuem o fato a retração econômica vivida na época. Esse efeito direto do câmbio na inflação é chamado de *Pass-through*. O ocorrido sugere que as margens de lucro foram comprimidas. O que os economistas argumentam é que estas margens devem ser recompostas a medida que a economia cresça. Ou seja, uma desvalorização mais acentuada deve ter um impacto maior nos preços ao consumidor com o aquecimento da demanda. Dessa forma, é necessário cuidado com o gerenciamento da política monetária e fiscal para que as metas de inflação sejam atingidas. É preciso determinar até que ponto variáveis como demanda, abertura comercial e margens de lucro podem afetar o *pass-through*.

Este estudo terá como objetivo analisar a relação existente entre variações cambiais e inflação no Brasil ao longo das décadas de 80 e 90. Será testada a correlação entre o *pass-through* e algumas variáveis como demanda, abertura comercial e margem de lucro. Os índices de inflação utilizados nas regressões são o IPCA, IPA e alguns índices industriais desagregados.

O próximo capítulo abordará a teoria por trás da análise a ser feita. No terceiro será apresentado as variáveis do modelo justificando a importância destas na determinação do *pass-through*. Em seguida, no quarto capítulo, serão estimadas as equações do modelo proposto. O quinto capítulo apresenta alguns testes e ajustes complementares nos modelos. No último capítulo, será feita a conclusão do trabalho.

CAPÍTULO II - RESENHA DA LITERATURA TEÓRICA

Este capítulo, baseado no trabalho de Menon (1995), visa apresentar a literatura que cerca os estudos sobre pass-through bem como algumas observações e conclusões a respeito destes.

2.1 - Enfoque nas elasticidades

Segundo Menon (1995), o interesse inicial na relação do *pass-through* se desenvolveu como uma consequência do trabalho empírico envolvendo a estimação das elasticidades da demanda e oferta de importação e exportação no comércio internacional. A relação entre a taxa de câmbio e preços pode ser derivada a partir dessas elasticidades. Considere as funções de oferta e demanda de um bem importado:

$$Q_d = D(P_d) \tag{1}$$

$$Q_s = S(P_f / ER) \tag{2}$$

Onde:

Q_d e Q_s são as quantidades demandadas e ofertadas do bem importado;
 P_d e P_f representam o preço doméstico e estrangeiro do bem importado;
 ER representa a taxa de câmbio.

Derivando (1) e (2) temos:

$$\delta Q_d = (\delta D / \delta P_d) * \delta P_d \quad (3)$$

$$\delta Q_s = \delta S / \delta P_f * ((1 / ER) * \delta P_d - (P_d / ER^2) * \delta ER) \quad (4)$$

Igualando (3) e (4) no equilíbrio e denominando a elasticidade da demanda como $\epsilon_d = (\delta D / \delta P_d) * P_d / Q_d$ e a elasticidade da oferta como $\epsilon_s = (\delta S / \delta P_f) * P_d * (ER * P_d)$, temos:

$$(ER * Q_d / P_d) / \epsilon_s * ((1 / ER) * \delta P_d - (P_d / ER^2) / \delta ER) = Q_d / P_d * \epsilon_d * \delta P_d \quad (5)$$

Simplificando:

$$(\delta P_d / P_d) / (\delta ER / ER) = (1 - \epsilon_d / \epsilon_s)^{-1} \quad (6)$$

A equação acima mostra que a variação percentual no preço doméstico do bem importado após uma mudança na taxa de câmbio é uma função das elasticidades da demanda e oferta. Está claro que se a demanda ou oferta por importados forem perfeitamente elásticas, o *pass-through* será completo. Estudos que usaram essa fórmula para mensurar o *pass-through* se focaram principalmente no resultado agregado para países

individuais. A conclusão geral deles aponta para um *pass-through* muito menor em países maiores com menor abertura que em países menores com maior abertura.

Existem alguns problemas associados com a estimação do *pass-through* somente a partir das elasticidades de demanda e oferta. Primeiro, não é fornecido nenhum tipo de informação a respeito do tempo de resposta dos preços à variações no câmbio. Segundo, ignora o que está por trás da resposta da oferta dos produtores em diferentes países. A resposta da oferta depende de detalhes da organização industrial e da tecnologia da indústria estudada.

2.2 - Estrutura de Mercado e diferenciação de produto

Como veremos em seguida, alguns estudos avançaram na análise de como estruturas de mercados distintas e diferentes graus de substituição entre os produtos domésticos e importados podem afetar o repasse da taxa de câmbio aos preços.

2.2.1 - Competição perfeita e produto homogêneo

Para analisar a estrutura de mercado e as características do produto na determinação do *pass-through*, é útil começar com o caso de competição perfeita onde o produto importado e o produzido domesticamente são substitutos perfeitos.

No equilíbrio de mercado temos:

$$D(p) = S_d(p) + S_m(P / ER) \quad (7)$$

Onde:

$D(P)$ representa a demanda por bens domésticos e importados;

$S_d(P)$ representa a oferta de bens domésticos;

ER representa a taxa de câmbio;

$S_m(P / ER)$ representa a oferta de bens importados.

Derivando a equação (7) e rearranjando os termos temos a fórmula do *pass-through* (PT):

$$PT = (\delta P_d / P_d) / (\delta ER / ER) = \varepsilon_s^m * \alpha / \{ \varepsilon_d + \varepsilon_s^d * (1 - \alpha) + \varepsilon_s^m * \alpha \} \quad (8)$$

Onde:

$\varepsilon_d = -D' * P / D$ = elasticidade da demanda doméstica;

$\varepsilon_s^d = S'_d * P / S_d$ = elasticidade da oferta de bens domésticos;

$\varepsilon_s^m = S'_m * P * (ER^m_s)$ = elasticidade da oferta de bens importados;

α = *market share* dos importados.

A equação (8) destaca a importância das elasticidades da demanda e oferta na determinação da resposta do preço à uma mudança na taxa de câmbio em um mercado de

competição perfeita. Pode-se perceber que esse resultado é semelhante ao apresentado no item 1 (ênfase nas elasticidades).

2.3 - Competição Imperfeita e Diferenciação de Produto

Sob condições de competição imperfeita, os preços não serão iguais ao custo marginal e as firmas estarão em uma posição em que cobrarão um *mark-up* sobre os custos para ganhar lucros acima do normal mesmo no longo prazo. A questão importante que precisa ser analisada no contexto de competição imperfeita é como esse *mark-up* pode variar em resposta a uma mudança na taxa de câmbio. Dois fatores se destacam nessa análise: (i) o grau de substituição entre os bens domésticos e importados, determinado pelo grau de diferenciação dos produtos e (ii) o grau de integração ou separação do mercado. Ambos os fatores são forças que determinarão o poder das firmas em fixar preços. Quanto menor o grau de substituição entre esses bens e menor o grau de integração do mercado, maior será o poder dos vendedores. Além disso, o ajuste do *mark-up* também pode ser influenciado pela percepção das firmas de que a mudança no câmbio é temporária ou permanente.

Dornbusch (1987) considera o modelo de Dixit-Stiglitz (1977) e Salop (1979) de competição para capturar o efeito de substituição imperfeita e diferenciação de produto na resposta do preço a variações cambiais. Ele mostra que o grau de *pass-through* é diretamente relacionado ao grau de substituição entre o bem doméstico e importado.

Fischer (1989) considera o caso do modelo de Bertrand onde as firmas produzem para o mercado doméstico e para exportação mas não praticam discriminação de preço. Ele mostra que se o mercado é segmentado de forma que a arbitragem é limitada, uma apreciação vai levar a um maior *pass-through* se o mercado doméstico é monopolístico em relação ao mercado estrangeiro.

Alguns estudos examinaram como diferentes estruturas de mercado e diferentes considerações sobre o comportamento das firmas vai afetar o *pass-through*. Dornbusch (1987) considera o caso de uma indústria no modelo de Cournot com curva de demanda linear e custos constantes. Ele mostra que o grau de *pass-through* é positivamente relacionado a taxa de firmas estrangeiras sobre o total de firmas e ao número total de firmas.

Inovações mais recentes expandiram a literatura de preços sob oligopólios focando em outras maneiras de incorporar pressões de competição internacional na determinação do preço ótimo. Alguns autores examinaram estratégias de preços que visam proteger *market shares*, e como variações cambiais temporárias e permanentes influenciam nessa decisão. Isso é feito empregando um modelo de dois períodos onde o *market share* no primeiro período vai influenciar a resposta do preço a uma apreciação no segundo período. O estudo mostra que enquanto a resposta dos preços a apreciações temporárias pode ir em qualquer direção (a firma pode aumentar ou diminuir os preços), uma apreciação vista como permanente leva as firmas estrangeiras a fixarem os preços de forma agressiva para ganhar *market share*. Isso ocorre porque o *market share* futuro depende do *market share*

corrente e qualquer aumento obtido da exploração da apreciação vai ser de natureza relativamente permanente.

A abordagem que enfatiza dinâmica e comportamento inter-temporal também leva em consideração os mais recentes modelos de preço *hysteresis*. Esses modelos partem do princípio que existem custos irrecuperáveis associados com a decisão de entrar ou sair dos mercados. Uma taxa de câmbio muito volátil induziria as firmas a adotarem uma postura de *stand by*. Estes modelos mostram que firmas estão menos dispostas a entrar ou sair de um mercado após uma variação temporária e/ou pequena na taxa de câmbio quando existem custos irrecuperáveis significantes envolvidos.

O comportamento descrito acima sugere que a competição no mercado vai permanecer inalterada enquanto o câmbio flutuar em uma determinada banda e o tamanho desta vai ser proporcional aos custos associados com a entrada e saída do mercado. Se a taxa de câmbio se mover para fora dessa banda, entretanto, as decisões de entrar e sair do mercado irão alterar permanentemente a estrutura do mercado. Isso vai levar a uma quebra estrutural na relação do *pass-through* observada.

2.4 - Barreiras não tarifárias

A influência da presença de barreiras não tarifárias no comércio internacional sobre o *pass-through* foi enfatizada em alguns trabalhos. Estes estudos mostram que depreciações na presença de restrição de importações vão levar inicialmente a cortes nos prêmios de importação, absorvendo assim grande parte do impacto antes de serem

refletidas nos preços. Somente quando temos uma depreciação suficientemente grande para levar os preços a um patamar onde as restrições de quantidade não são sustentáveis é que observamos algum *pass-through*.

2.5 - Considerações e observações de estudos anteriores.

2.5.1 - Cobertura dos Países

Grande parte dos estudos do *pass-through* se concentraram na experiência de grandes economias. A experiência de economias menores e mais dependentes do comércio tem recebido menos atenção. As estimações para a maioria dos pequenos países abertos são obtidas de estudos que examinam o *pass-through* em blocos de países.

2.5.2 - Dados

A maioria dos estudos não emprega uma abordagem desagregada para analisar o *pass-through*. Isso aumenta a possibilidade das estimações serem viesadas. Além disso, dados desagregados permitiriam estimações mais precisas do tempo envolvido na transmissão das variações cambiais para os preços.

2.5.3 - Metodologia

Muitos pesquisadores tem usado Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimar o *pass-through*. Entretanto, a maioria deles não dá atenção as propriedades

temporais dos dados. Existe uma vasta literatura que sugere que um grande número de séries macroeconômicas não são estacionárias. Quando MQO é usado para estimar uma equação usando dados não-estacionários, existe o risco de obter-se uma regressão espúria.

2.6 - Conclusões e Achados

a) Pass-through incompleto (menor que 100%) é um achado comum nos estudos. Ou seja, variações cambiais nunca são totalmente refletidas nos preços na maioria dos estudos. Além disso, o tempo de resposta dos preços é extenso. Goldfajn e Werlang (2000) mostram que quanto maior o horizonte de tempo considerado, maior será o *pass-through*.

b) Existem diferenças significantes entre a taxa de pass-through de diferentes países.

c) Também existem significantes diferenças nas estimações do pass-through em diferentes estudos para um mesmo país. Podemos atribuir essas diferenças aos dados escolhidos e a metodologia empregada.

d) Nos estudos que empregaram uma abordagem desagregada, encontramos taxas de pass-through significantemente diferentes entre indústrias ou categorias de produtos.

CAPÍTULO III - ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO *PASS-THROUGH*

Existem poucos trabalhos sobre o pass-through no Brasil. A maioria é focado em grandes economias, principalmente nos EUA. Essa escassez foi, sem dúvida, um dos grandes estímulos para a confecção desta monografia. O trabalho visa estimar o coeficiente de *pass-through* no Brasil para o Índice de Preços ao Consumidor - Amplo, Índice de Preços ao Atacado e alguns índices de preços industriais desagregados. Dessa forma, esperamos obter coeficientes mais precisos que os estimados em trabalhos que utilizam apenas índices totais.

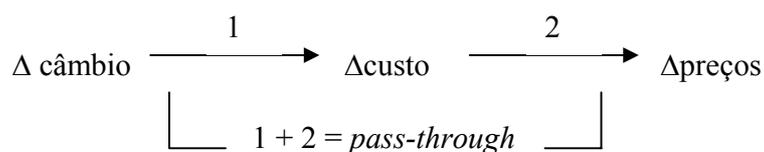
Além disso, o coeficiente de pass-through estimado nos estudos existentes é, na maioria das vezes, constante ao longo do tempo. Ou seja, o mesmo coeficiente deve funcionar para qualquer período. Isso vai contra a premissa de que o repasse da variação cambial depende de alguns fatores como, por exemplo, abertura comercial. Para melhorar esse aspecto, serão utilizadas formas funcionais que permitam a estimação de coeficientes dinâmicos ao longo do tempo.

A idéia por trás das estimações do pass-through é a de que aumentos de custo provocados por alguns fatores são repassados aos preços a uma determinada proporção

(*mark-up*). Este trabalho utiliza como fatores diretamente relacionados ao custo de produção a variação cambial e a variação de salários. Apesar de existirem mais fatores, estes dois são os mais determinantes.

$$\Delta \text{ custo} = \beta_1 + \beta_2 * \Delta \text{ câmbio} + \beta_3 * \Delta \text{ salários}$$

O repasse da variação de custo provocada pela variação cambial, mais o *mark-up*, é o que vamos chamar de *pass-through*. Ou seja, vamos estimar o efeito direto da variação cambial nos preços.



1 = passagem do câmbio para o custo

2 = passagem do custo para o preço (*mark-up*)

$$\Delta \text{ preços} = \alpha_1 * \Delta \text{ custo}$$

$$\alpha_1 = \textit{mark-up}$$

Logo:

$$\Delta \text{ preços} = \alpha_1 * \beta_1 + \alpha_1 * \beta_2 * \Delta \text{ câmbio} + \alpha_1 * \beta_3 * \Delta \text{ salários}$$

$$\Delta \text{ preços} = \delta_1 + \delta_2 * \Delta \text{ câmbio} + \delta_3 * \Delta \text{ salários}$$

$$\delta_2 = \textit{pass-through} \text{ da taxa de câmbio}$$

Já o coeficiente de *pass-through* depende de algumas variáveis como nível de demanda, grau de abertura comercial e nível das margens de lucro.

$$\delta_2 = \chi_1 + \chi_2 * \text{abertura} + \chi_3 * \Delta \text{demanda} + \chi_4 * \Delta \text{margem}$$

Serão utilizados dois modelos de equações: um para o índice de preços ao consumidor e outro para os índices de preços ao atacado.

$$\Delta \text{IPCA} = f(\Delta \text{ câmbio}, \Delta \text{ margem}, \text{Abertura comercial}; \Delta \text{ Demanda}; \Delta \text{ Salário})$$

$$\Delta \text{IPA's} = f(\Delta \text{ câmbio}, \text{Abertura comercial}; \Delta \text{ Demanda}; \Delta \text{ Salário})$$

A não utilização da variação das margens nas equações dos IPA's (IPA total e desagregado) se explica por não termos nenhuma variável que possa capturar esse efeito para o mercado atacadista. Entraremos em mais detalhes em relação a forma funcional dos modelos no próximo capítulo.

A seguir, faremos uma análise mais detalhada de cada fator das equações acima. Será determinado o efeito de cada variável no *pass-through*. Vale ressaltar que as séries tem periodicidade trimestral e cobrem o período de 1986 (1º trimestre) a 2000 (1º trimestre).

3.1 - Preços

Esta monografia estima o coeficiente de *pass-through* para os seguintes índices de preços: Índice de Preços por Atacado (IPA/DI) divulgado pela FGV e Índice de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA) divulgado pelo IBGE. Serão estimados, também, coeficientes para séries industriais desagregadas divulgadas pela FGV. A tabela a seguir esquematiza as séries que foram utilizadas como variáveis dependentes.

Tabela 3.1 - Variáveis dependentes

IPCA	
IPA/DI	
Grupo I - Bens de Consumo	
I.I	Duráveis
I.I.II	Utilidades Domésticas
I.II	Não Duráveis
I.II.II	Gêneros alimentícios
Grupo II - Bens de Produção	
II.I	Máquinas, equipamentos e veículos
II.II	Materiais de construção
II.III	Matérias-primas

Apresentamos a seguir os gráficos das variáveis acima. Estes medem a variação percentual trimestral dos fatores em questão

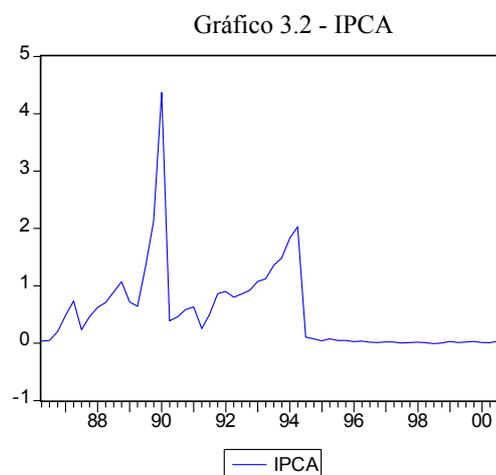
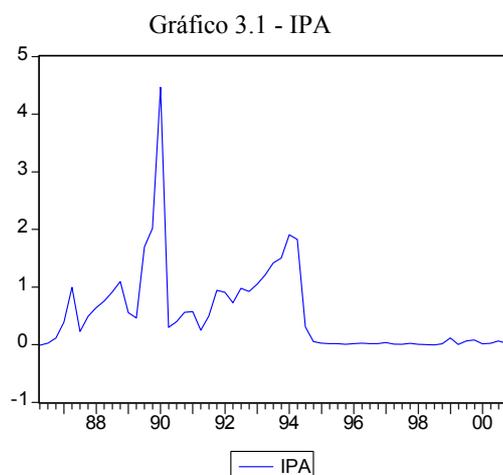


Gráfico 3.3 - Bens de consumo

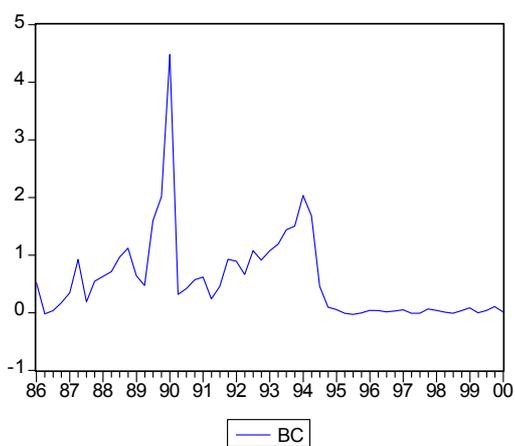


Gráfico 3.4 - Bens de consumo duráveis

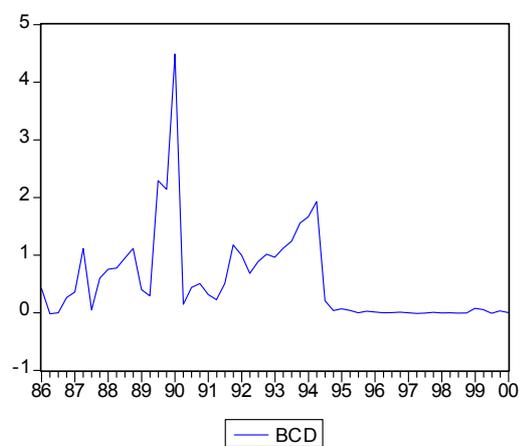


Gráfico 3.5 - Utilidades domésticas

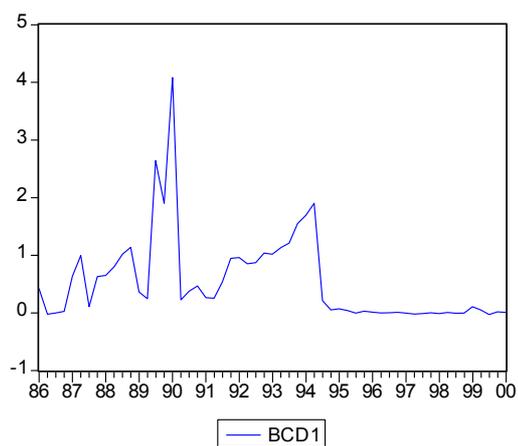


Gráfico 3.6 - Bens de consumo não duráveis

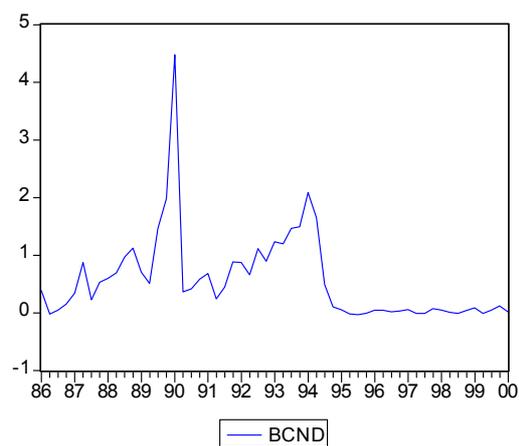


Gráfico 3.7 - Gêneros alimentícios

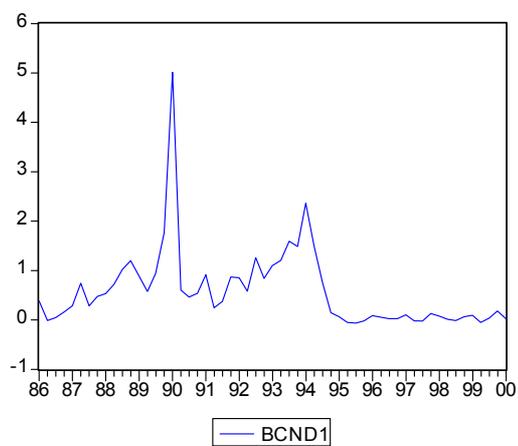


Gráfico 3.8 - Bens de produção

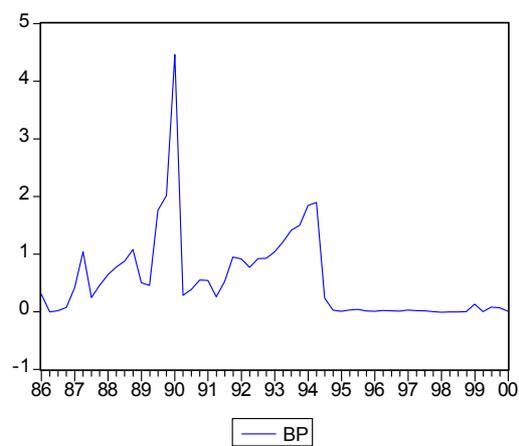


Gráfico 3.9 - Máquinas, equip e veículos

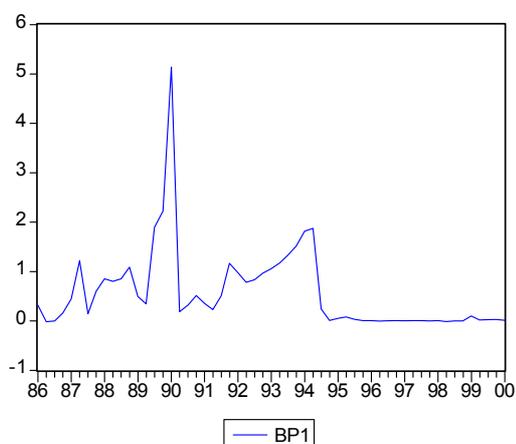


Gráfico 3.10 - Materiais de construção

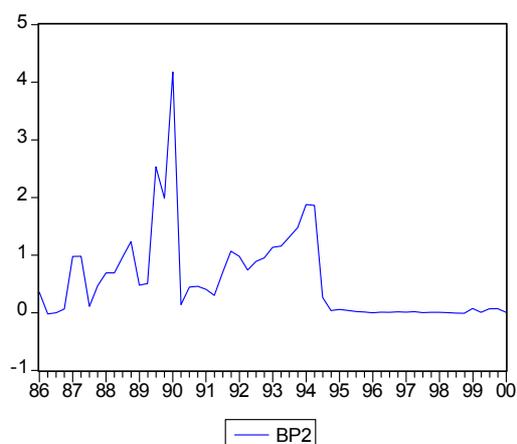
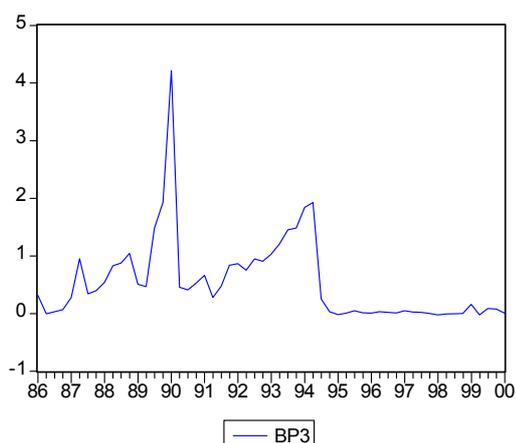


Gráfico 3.11 - Matérias-primas



Fontes: FGV e IBGE

Observamos que todas as séries possuem um comportamento muito semelhante. Pode-se destacar dois períodos na análise dos gráficos. O primeiro consiste no primeiro trimestre de 1990, quando a inflação ultrapassou 400% em todos os índices. O segundo é o período de 1990 (2º trimestre) a 1994, quando a inflação atingiu uma taxa de aceleração muito alta.

3.2 - Abertura comercial

Até o final dos anos 80, a economia brasileira se manteve relativamente fechada em relação ao comércio internacional. Esta proteção da produção doméstica está ligada a idéia de que o crescimento das indústrias nacionais só ocorreriam substituindo importações. Essa estratégia protecionista é denominada política de substituição de importação.

Esse modelo de substituição de importações permitiu o crescimento e a diversificação da indústria nacional, mas provocou também diversas ineficiências econômicas causadas pela sua baixa exposição à concorrência internacional. Além disso, com as inovações tecnológicas e a crescente globalização da economia o custo do isolamento econômico se tornou muito alto. Logo, para aumentar a eficiência da economia adotou-se a abertura comercial. O ano de 1988 foi marcado pelo fim da política de substituição de importações e pelo início do processo de abertura comercial. Tal processo se aprofundou na década de 90. Dessa forma, a economia brasileira se abriu para a concorrência internacional e passou a competir interna e externamente com produtos produzidos em outros países.

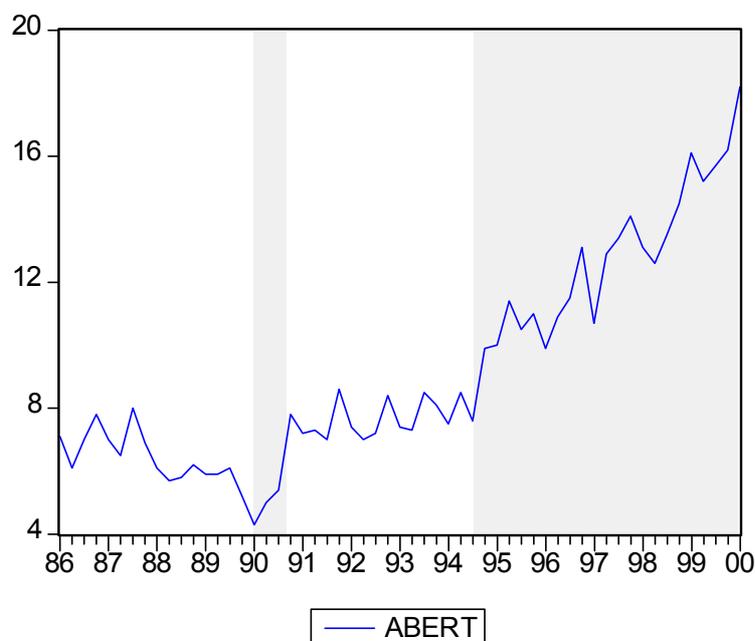
Durante esse processo de abertura comercial, mais especificamente em março de 1991, foi criado o Mercosul, o Tratado de Constituição do Mercado Comum do Sul. Este tratado tem por objetivo a implantação do livre comércio entre Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai. Em 1996, Bolívia e Chile aderiram ao acordo. As tarifas entre os países foram reduzidas gradualmente até 1994. Após essa data, alguns produtos ficaram com tarifas para o comércio intra-regional (regime de adequação).

Dessa forma, a medida que a economia se torna mais aberta, a competição deve aumentar e os produtores domésticos devem ficar mais eficientes. As margens de lucro e o *pass-through* tendem a cair. Ou seja, é de se esperar que o produtor domésticos repasse para os preços uma proporção menor da variação cambial afim de não perder *market share* para a concorrência externa. Logo, esperamos um sinal negativo desse coeficiente.

Para capturar o efeito da abertura comercial nas estimações do *pass-through*, foi utilizado um coeficiente de Penetração das Importações para a indústria disponibilizado pela Funcex.

$$\text{Coeficiente de penetração} = [\text{importações}/(\text{PIB}+\text{importações}-\text{exportações})]$$

Gráfico 3.12 - Coeficiente de Penetração das Importações para a Indústria



Fonte: Funcex

Podemos observar a partir do gráfico I que, em 1990, com a posse do governo Collor, houve um salto no coeficiente de penetração a partir do aprofundamento do processo de abertura comercial brasileiro. De 90 a 94 o coeficiente ficou estagnado, o que ajudou a "permitir" que a inflação tivesse uma aceleração tão alta no mesmo período. Outro aumento significativo ocorreu em a meados de 1994, após a implementação do Plano Real. A partir deste período observados uma tendência de aumento do coeficiente.

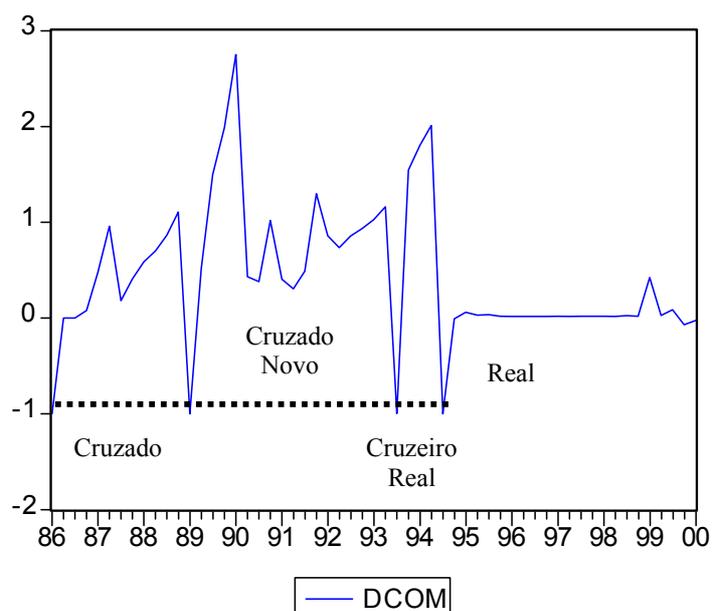
3.3 - Câmbio

Podemos esperar uma alta correlação positiva entre a variação cambial e as taxas de inflação. Depreciações levam a aumentos de custo na produção de bens que dependam de importações. Afim de capturar o efeito da variação cambial sobre os preços (*pass-through*), utilizou-se a variação percentual trimestral da PTAX 800 divulgada pelo Banco Central.

Na análise do gráfico abaixo, é importante destacarmos os períodos de mudança na moeda nacional que impactaram diretamente a taxa de câmbio. Em 1986 foi instituído o Cruzado com o corte de três zeros do Cruzeiro. Em 1989, a partir do corte de três zeros no Cruzado, foi instituído o Cruzado Novo. Em 1993 foi instituído o Cruzeiro Real com o corte de três zeros do Cruzeiro. Já em 1994, foi instituído o Real como moeda nacional com a divisão de uma unidade de Cruzeiro por 2750 (valor da URV em 30/06/1994). Nos quatro períodos citados acima, houve uma desvalorização trimestral de praticamente 100% da

moeda nacional em relação ao dólar. Serão utilizadas 4 *dummies* para controlar esses efeitos

Gráfico 3.13 - Variação Cambial trimestral (%)



Fonte: Banco Central

Outro período que merece destaque é 1999. Em janeiro deste ano o Banco Central abandonou as bandas de variação e adotou o regime de câmbio flutuante. Observamos uma desvalorização de aproximadamente 42% no primeiro trimestre de 99 considerada pela maioria dos economistas como um *overshooting*. Existia na época uma expectativa de que a taxa de câmbio recuasse no curto prazo. Logo, é de se esperar que repasse da variação cambial ocorrida no primeiro trimestre de 1999 seja menor que nos outros períodos. O modelo vai capturar esse efeito através de uma variável *dummy*.

3.4 - Margem

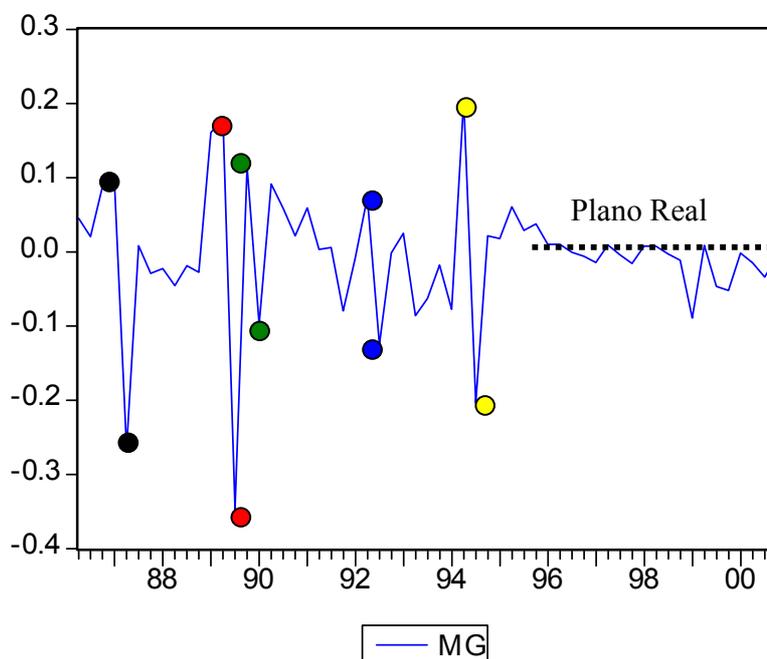
Ultimamente tem se argumentado que as margens de lucro no varejo seria um fator determinante na estimação do *pass-through*. Margens em um patamar relativamente alto permitiria aos varejistas absorverem parte do aumento de custo provocado pela variação cambial. Por outro lado, margens em um patamar relativamente baixo estimularia um repasse maior do aumento de custo.

Não existe nenhum indicador de margem de lucro ao varejo disponível atualmente. Entretanto, esta monografia vai utilizar como uma proxy da variação das margens a diferença entre a variação trimestral do IPCA e a variação trimestral do IPA. Ou seja, a variação do IPA representaria uma proxy da variação de custo para o mercado varejista e a variação do IPCA o preço repassado aos consumidores. Uma variação do IPCA maior que a do IPA indicariam um aumento nas margens e vice-versa. Dessa forma, esperamos que esta variável aponte a direção na qual as margens estão caminhando.

$$\Delta \text{Margens} = \Delta \text{IPCA} - \Delta \text{IPA}$$

É de se esperar que o coeficiente desta variável tenha sinal negativo já que, frente a uma diminuição das margens, os produtores tentariam recompo-la no período seguinte. Pelo fato dessa proxy não se aplicar ao mercado atacadista, não utilizamos essa variável nas equações dos IPA's.

Gráfico 3.14 - Proxy da variação das margens de lucro (%)



Fonte: Cálculo do autor

A partir gráfico acima percebe-se que essa estimativa de variação nas margens é extremamente volátil, principalmente nos anos de 1986 a 95. É interessante notar que nesse período, movimentos de alta relativamente acentuados são acompanhados por movimentos de queda significantes e vice-versa (vide pontos coloridos). Isso pode sugerir o comportamento de sempre recompor as margens de lucro quando possível.

Outro aspecto importante é que a partir de 1994, com a implementação do Plano Real, apesar de termos constantes variações negativas das margens (desde a implementação do plano até dezembro de 2000 o IPA já variou 27% a mais que o IPCA), não observamos nenhum movimento de recomposição significativo. Tal fato reforça a idéia de que estabilidade econômica possibilitou que as firmas operassem com margens mais baixas.

O diagrama de correlação abaixo mostra que, de fato, existe uma correlação negativa significativa entre a variação percentual do IPCA e a proxy de variação das margens, principalmente quando defasada em dois períodos.

Sample: 1986:2 2000:4
Included observations: 59
Correlations are asymptotically consistent approximations

IPCA, MG(-i)	IPCA, MG(+i)	i	lag	lead
. * .	. * .	0	-0.1042	-0.1042
. * .	. .	1	-0.0482	0.0337
*** .	. * .	2	-0.2910	0.0732
. **	. *	3	0.1817	0.0537
. *	. *	4	0.1036	0.1331

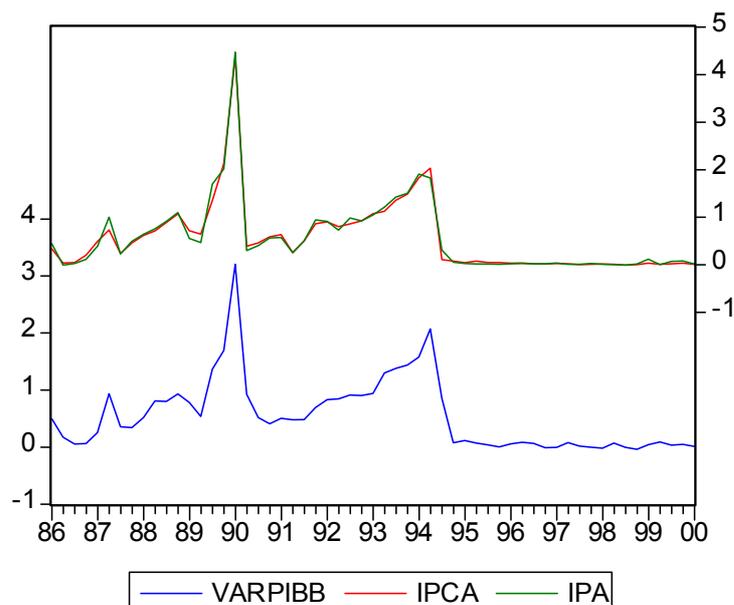
3.5 - Demanda

Outro fator que também teria forte influência sobre o repasse seria o nível da demanda. Períodos de recessão poderiam levar os produtores a absorver parte do impacto de eventuais desvalorizações. Em contra partida, em períodos de crescimento, haveria um incentivo a repassar uma maior parte da variação cambial e até mesmo a recompor eventuais reduções de margem em períodos anteriores. Ou seja, esperamos que o coeficiente seja positivo.

Será utilizado, como forma de controlar o nível de demanda, a variação do Produto Interno Bruto trimestral disponibilizado pelo IPEA. O gráfico abaixo mostra a variação percentual trimestral do PIB. No início de 1990, houve um pico de crescimento do PIB extremamente elevado. Podemos ainda notar uma forte tendência de aceleração do

crescimento do PIB a partir do final 1990 seguida de uma desaceleração abrupta em 1994 com a implementação do Plano Real.

Gráfico 3.15 - Variação do PIB trimestral



Fonte: IBGE, FGV e IPEA

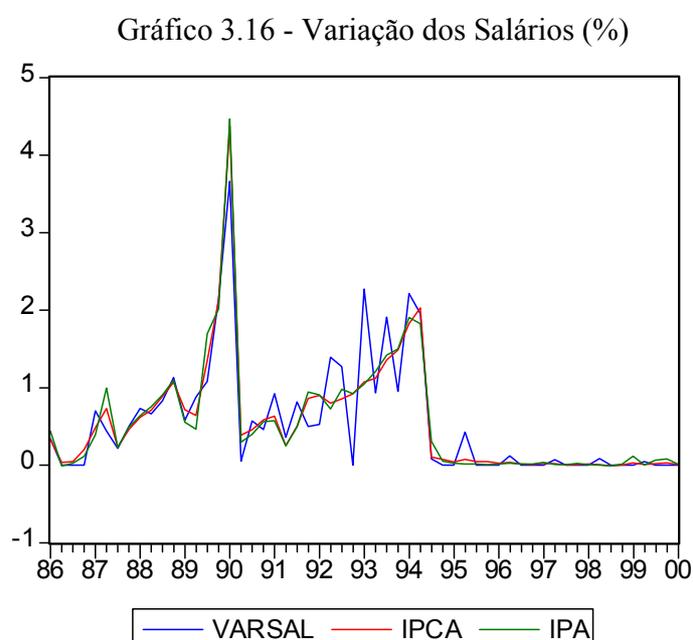
Desde já notamos uma forte semelhança deste gráfico com os do IPA, IPCA e dos índices industriais desagregados. Essa forte correlação é confirmada pela matriz de correlação abaixo.

Matriz de Correlação: Δ IPA, Δ IPCA e Δ PIB

	IPA	IPCA	VAR PIB
IPA	1.000000	0.993140	0.961912
IPCA	0.993140	1.000000	0.961096
VAR PIB	0.961912	0.961096	1.000000

3.6 - Salários

Como dito anteriormente, os salários são um dos determinantes diretos do custo de produção das firmas. É de se esperar que exista uma alta correlação positiva entre estes e preços. Utilizaremos a variação trimestral do salário mínimo, disponibilizado pela Gazeta Mercantil, como variável para capturar esse efeito.



Fonte: Gazeta Mercantil, FGV e IBGE

Pelo gráfico acima percebemos que a variação salarial sempre foi um dos determinantes da inflação, principalmente nos períodos de inflação elevada com alto nível de indexação. Os constantes reajustes salariais tinham como propósito recompor as perdas ocorridas devido ao efeito da inflação passada. Isto acabava alimentando a própria inflação corrente. Desse fato surge um outro aspecto importante dessa variável. Podemos esperar

que ela capture o efeito da inércia inflacionária. Não será necessário, então, incluir a inflação defasada nas equações.

Sample: 1986:1 2000:1
Included observations: 57
Correlations are asymptotically consistent approximations

VARSAI,IPCA(-i)		VARSAI,IPCA(+i)		i	lag	lead
.	*****	.	*****	0	0.9190	0.9190
.	*****	.	*****	1	0.4970	0.5858
.	****	.	***	2	0.3573	0.3458
.	**	.	***	3	0.2227	0.3146
.	***	.	**	4	0.2754	0.2452
.	**	.	**	5	0.2198	0.2337
.	**	.	*	6	0.1872	0.0831

Sample: 1986:1 2000:1
Included observations: 57
Correlations are asymptotically consistent approximations

VARSAI,IPA(-i)		VARSAI,IPA(+i)		i	lag	lead
.	*****	.	*****	0	0.9048	0.9048
.	*****	.	*****	1	0.4888	0.5841
.	****	.	***	2	0.3867	0.3337
.	**	.	***	3	0.1966	0.2982
.	***	.	**	4	0.2642	0.2350
.	**	.	**	5	0.2199	0.2058
.	**	.	*	6	0.1997	0.0884

Os correlogramas acima mostram que a variação salarial tem uma forte correlação tanto com inflação corrente quanto com a defasada medida pelo IPCA e IPA.

CAPÍTULO IV - ESTIMAÇÕES

4.1 - Modelos Econométricos

Foi estimada uma equação trimestral para o Índice de Preços ao Consumidor - Amplo, Índice de Preços ao Atacado e para alguns índices de preços industriais desagregados. A utilização de dados com periodicidade trimestral e não anual proporciona à estimação um número maior de observações, dando maior solidez aos resultados, além de permitir uma análise mais aprofundada da dinâmica de curto prazo das variáveis envolvidas. Não foi utilizada a periodicidade mensal devido a possibilidade de ocorrência de muitos *outliers*.

O método utilizado foi Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Antes de estimarmos as equações, foram feitos testes de raiz unitária para evitarmos regressões espúrias. A atenção a essa característica de não estacionaridade da maioria das séries temporais é fundamental para não gerarmos coeficientes inválidos. Foram utilizados dois modelos de equações: o primeiro para os índices de preços ao atacado (total e desagregados); e o segundo para o índice de preços ao consumidor. A forma funcional das

equações permitem estimarmos coeficientes de *pass-through* dinâmicos ao longo do tempo, diferentemente da maioria dos estudos anteriores, através de termos interativos.

As equações então assumem a seguinte forma:

Modelo 1 - Índice de Preços ao Consumidor - Amplo

$$\Delta \text{IPCA}_t = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \alpha_7 * \Delta \text{Câmbio}_t + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

$$\alpha_7 = \beta_1 + \beta_2 * \text{Pen}_t + \beta_3 \Delta \text{PIB}_t + \beta_4 \Delta \text{Margem}_{t-2} \quad (\textit{pass-through})$$

Logo:

$$\Delta \text{IPCA}_t = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \beta_1 * \Delta \text{Câmbio}_t + \beta_2 * \Delta \text{Câmbio}_t * \text{Pen}_t + \beta_3 \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{PIB}_t + \beta_4 * \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{Margem}_{t-2} + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

Onde:

ΔIPCA_t = Variação percentual dos Índices de Preços ao Consumidor

D1 = Dummy para a instituição do Cruzado;

D2 = Dummy para a instituição do Cruzado Novo);

D3 = Dummy para a instituição do Cruzeiro Real;

D4 = Dummy para a instituição do Real;

D5 = Dummy para a adoção do regime de câmbio flutuante;

Δ Câmbio_t = Variação percentual da taxa de câmbio;

Pen_t = Coeficiente de penetração dos importados;

Δ PIB_t = Variação percentual do PIB;

Δ Margem_{t-2} = Variação das margens de lucro defasada em dois períodos;

Δ Salário_t = Variação percentual do salário mínimo;

Modelo 2 - Índices de Preços ao Atacado (total e desagregados)

$$\Delta \text{IPA}'_{s_t} = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \alpha_7 *$$

$$\Delta \text{Câmbio}_t + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

$$\alpha_7 = \beta_1 + \beta_2 * \text{Pen}_t + \beta_3 \Delta \text{PIB}_t \text{ (pass-through)}$$

Logo:

$$\Delta \text{IPA}'_{s_t} = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \beta_1 *$$

$$\Delta \text{Câmbio}_t + \beta_2 * \Delta \text{Câmbio}_t * \text{Pen}_t + \beta_3 \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{PIB}_t + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

Onde:

$\Delta \text{IPA}'_{s_t}$ = Variação percentual dos Índices de Preços ao Atacado (total e desagregado);

D1 = Dummy para a instituição do Cruzado;

D2 = Dummy para a instituição do Cruzado Novo;

D3 = Dummy para a instituição do Cruzeiro Real;

D4 = Dummy para a instituição do Real;

D5 = Dummy para a adoção do regime de câmbio flutuante;

Δ Câmbio_t = Variação percentual da taxa de câmbio;

Pen_t = Coeficiente de penetração dos importados;

Δ PIB_t = Variação percentual do PIB;

Δ Salário_t = Variação percentual do salário mínimo;

4.2 - Testes de Raiz Unitária

Regredindo uma série temporal com outra série temporal pode-se obter um R^2 alto apesar de poder não existir nenhuma relação significativa entre as duas séries. Esse problema ocorre porque se ambas as séries temporais apresentarem forte tendência temporal, o alto valor do R^2 observado poderá ser justificado por esta tendência e não pela real relação entre as duas séries. Assim, a série não-estacionária apresenta uma tendência de longo prazo, sua média não é bem definida e sua variância pode mudar com o tempo. Logo, rodar regressões entre séries temporais não-estacionárias pode gerar regressões espúrias onde os testes t e F ficam inválidos.

Verificou-se primeiramente se as séries dos modelos são estacionárias ou não. Para tal foram utilizados testes de raiz unitária ADF (Augmented Dickey-Fuller), disponível no software E-Views. A partir destes obtemos os seguintes resultados:

IPA/DI total

ADF Test Statistic	-3.335572	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de consumo total

ADF Test Statistic	-3.267455	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de consumo duráveis

ADF Test Statistic	-3.576568	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de consumo duráveis: Utilidades domésticas

ADF Test Statistic	-3.542683	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de consumo não-duráveis

ADF Test Statistic	-3.185426	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de consumo não-duráveis: Gêneros alimentícios

ADF Test Statistic	-3.211421	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de produção total

ADF Test Statistic	-3.360190	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de produção: Máquinas, equipamentos e veículos

ADF Test Statistic	-3.601160	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de produção: Materiais de construção

ADF Test Statistic	-3.404121	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPA - Bens de produção: Matéria-prima

ADF Test Statistic	-3.277120	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

IPCA total

ADF Test Statistic	-3.142690	1% Critical Value*	-3.5121
		5% Critical Value	-2.8972
		10% Critical Value	-2.5855

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Variação cambial

ADF Test Statistic	-4.311815	1% Critical Value*	-3.5478
		5% Critical Value	-2.9127
		10% Critical Value	-2.5937

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Variação do PIB * Variação cambial

ADF Test Statistic	-4.206866	1% Critical Value*	-3.5547
		5% Critical Value	-2.9157
		10% Critical Value	-2.5953

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Proxy de variação nas margens * Variação cambial

ADF Test Statistic	-7.297583	1% Critical Value*	-3.5523
		5% Critical Value	-2.9146
		10% Critical Value	-2.5947

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Coefficiente de penetração das importações * Variação cambial

ADF Test Statistic	-4.381313	1% Critical Value*	-3.5682
		5% Critical Value	-2.9215
		10% Critical Value	-2.5983

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Variação salarial

ADF Test Statistic	-3.009241	1% Critical Value*	-3.5523
		5% Critical Value	-2.9146
		10% Critical Value	-2.5947

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Todas as estatísticas ADF excedem os valores críticos ao nível de, pelo menos, 5%. Concluimos, então, que todas as séries são estacionárias. Não será necessário realizar testes de co-integração para determinar a necessidade, ou não, de utilizarmos a primeira diferença das séries.

4.3 - Estimando as equações

Modelo 1 - IPCA: Índice total

$$\Delta \text{IPCA}_t = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \beta_1 * \Delta \text{Câmbio}_t + \beta_2 * \Delta \text{Câmbio}_t * \text{Pen}_t + \beta_3 * \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{PIB}_t + \beta_4 * \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{Margem}_{t-2} + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

Rodando a regressão proposta para o modelo 1 obtém-se o seguinte resultado:

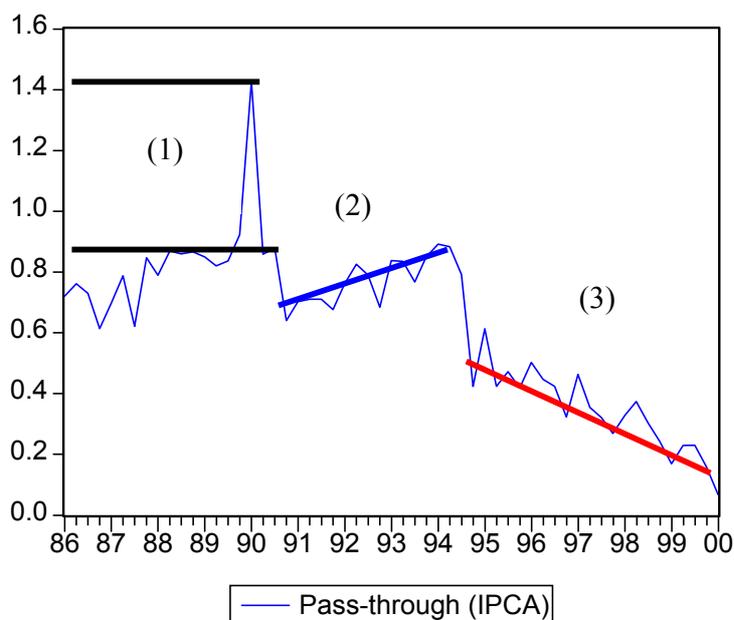
Tabela 4.1 - IPCA

Coeficientes	IPCA Total		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,036	2,474	Sim
Dummy 1	0,971	10,545	Sim
Dummy 2	1,461	14,882	Sim
Dummy 3	1,872	16,157	Sim
Dummy 4	0,849	9,608	Sim
Dummy 5	(0,076)	(0,932)	Não
Câmbio	1,063	9,990	Sim
Penetração * Câmbio	(0,056)	(5,505)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,139	5,788	Sim
Var Margem(-2) * Câmbio	(0,465)	(4,304)	Sim
Var Salarial	0,111	3,477	Sim
R-squared	0,992		
Adjusted R-squared	0,991		
SE	0,073		

Os sinais encontrados confirmam as expectativas iniciais. As variáveis isoladas de variação cambial e salarial mostram que câmbio e salário de fato afetam positivamente a inflação dos preços ao consumidor. As variáveis interativas mostram que a abertura comercial e variação das margens afetam negativamente o *pass-through* enquanto que a variação do PIB afeta positivamente. Todos os coeficientes, exceto a dummy do *overshooting* de 1999, são significantes.

A equação do pass-through para o Índice de Preços ao Consumidor pode, então, ser definida como:

$$PT_t = 1,063 - 0,056 * Pen_t + 0,139 * \Delta PIB_t - 0,465 * \Delta Margem_{t-2}$$

Gráfico 4.1 -*Pass-through* (IPCA)

Pelo gráfico acima, observamos que o pass-through para o IPCA não possui uma tendência clara. Entre 1986 e 1990 (intervalo 1), o coeficiente atingiu seu patamar mais elevado. Em 90 especificamente, o pass-through chegou a 140%. Podemos atribuir tal fato ao pico de demanda ocorrido (O PIB nominal aumento aproximadamente 320% no primeiro trimestre do ano).

Já em meados de 1990 (intervalo 2), depois da posse do governo Collor, observamos uma queda acentuada no coeficiente. Essa variação reflete o aprofundamento do processo de abertura comercial. Para não perder *market-share*, é de se esperar que as firmas tenham reduzido o *mark-up*. Entre 1990 e 1994 observamos uma tendência e crescimento, oriunda da forte aceleração do crescimento do PIB. O coeficiente de penetração das

importações manteve-se relativamente estagnado nesse período, o que ajudou a permitir esse aumento no repasse.

Em 1994 (intervalo 3), ocorreu outra queda significativa após a implementação do Plano Real. Os grandes responsáveis parecem ter sido a abrupta desaceleração do crescimento do PIB e o aumento no coeficiente de abertura. Ou seja, o desaquecimento da economia e o aumento da competição externa diminuíram consideravelmente o poder de mercado das firmas. De 94 a 2000 observamos uma tendência de queda acentuada. Além dos fatores de demanda e competição externa já citados, temos que levar em consideração o fator estabilidade econômica. Esta conquista do Plano Real permitiu que as firmas operassem com um *mark-up* menor. O risco dos ganhos serem corroídos por uma inflação muito alta diminuiu.

Modelo 2 - IPA: Índice total

$$\Delta \text{IPA}'_t = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \beta_1 * \Delta \text{Câmbio}_t + \beta_2 * \Delta \text{Câmbio}_t * \text{Pen}_t + \beta_3 * \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{PIB}_t + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

Rodando a regressão proposta para o modelo 1 obtém-se o seguinte resultado:

Tabela 4.2 - IPA total

Coeficientes	IPA Total		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,031	1,536	Não
Dummy 1	1,134	8,896	Sim
Dummy 2	1,377	10,211	Sim
Dummy 3	2,058	12,635	Sim
Dummy 4	1,052	8,717	Sim
Dummy 5	0,093	0,802	Não
Câmbio	1,204	8,433	Sim
Penetração * Câmbio	(0,076)	(5,198)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,184	6,956	Sim
Var Salarial	0,073	1,651	Não
R-squared	0,985		
Adjusted R-squared	0,982		
SE	0,105		

A partir dos resultados, verifica-se que os sinais dos coeficientes confirmaram as expectativas iniciais. As variáveis isoladas de variação cambial e salarial mostram que câmbio e salário de fato afetam positivamente a inflação dos preços ao atacado. As variáveis interativas mostram que a abertura comercial afeta negativamente o *pass-through* enquanto que a variação do PIB afeta positivamente. Observando significância dos regressores concluímos que todos os coeficientes, exceto a constante, a dummy do *overshooting* de 1999 e a variação salarial, são significantes. Para este último caso, o autor não descarta a possibilidade de termos um problema de multicolinearidade na equação. Para detectarmos a multicolinearidade entre os regressores do modelo verificaremos os coeficientes de associação linear simples entre os regressores:

Matriz de correlação dos regressores

	DCOM	COMP1	COMP2	VARSA
DCOM	1.000000	0.856790	0.961265	0.682873
COMP1	0.856790	1.000000	0.740520	0.762649
COMP2	0.961265	0.740520	1.000000	0.567479
VARSA	0.682873	0.762649	0.567479	1.000000

COMP1 = Câmbio * PIB

COMP2 = Câmbio * Abertura Comercial

VARSA = Variação Salarial

DCOM = Variação Cambial

Como os coeficientes de associação linear simples entre os regressores (r_{ij}) são altos então alguns dos coeficientes de determinação da regressão do k -ésimo regressor sobre os regressores restantes serão altos e assim existe multicolinearidade. Ou seja, r_{ij} 's altos é condição suficiente para a existência de multicolinearidade numa regressão com mais de dois regressores.

O problema de multicolinearidade surge quando a inclusão de um novo regressor desestabiliza a estimação de outro com o qual é correlatado. A “desestabilização” se traduz numa diminuição da significância do regressor e/ou de uma mudança do sinal da estimativa contra a expectativa teórica. Portanto a significância do coeficiente de variação salarial não estando consistente com a teoria econômica, é um sintoma de problema de multicolinearidade.

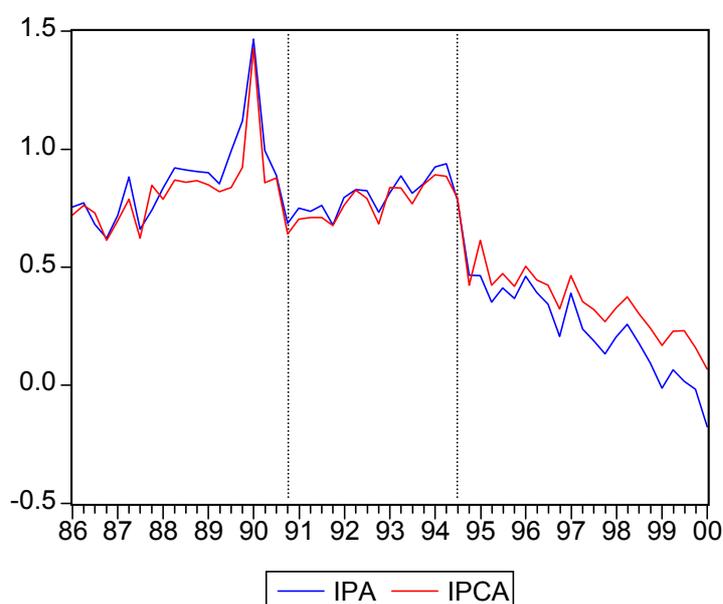
Este tipo de problema é comum em regressões que usam séries temporais. Como o objetivo do trabalho é analisar as variáveis que compõe o *pass-through*, o problema

gerado pela multicolinearidade será deixado de lado. Caso o(s) coeficiente(s) desestabilizado(s) fosse(m) um dos que compõem o *pass-through* (coeficientes interativos), como em Goldfajn e Werlang (2000), teríamos que solucionar o problema.

A equação do *pass-through* para o Índice de Preços ao Atacado pode, então, ser definida como:

$$PT_t = 1,204 - 0,076 * Pen_t + 0,184 * \Delta PIB_t$$

Gráfico 4.2 -*Pass-through* (IPA vs IPCA)



Analisando o gráfico acima percebe-se que o *pass-through* para o IPA tem o mesmo comportamento do coeficiente para o IPCA. A única diferença é que após o Plano Real, o *pass-through* parece cair mais rapidamente para os preços ao atacado. As constantes

variações negativas das margens a partir de 94 parecem estar evitando uma queda ainda maior do repasse da variação cambial para os preços ao consumidor.

Modelo 2 - IPA: Índices desagregados

$$\Delta \text{IPA}'_t = \alpha_1 + \alpha_2 * D1 + \alpha_3 * D2 + \alpha_4 * D3 + \alpha_5 * D4 + \alpha_6 * D5 + \beta_1 * \Delta \text{Câmbio}_t + \beta_2 * \Delta \text{Câmbio}_t * \text{Pen}_t + \beta_3 * \Delta \text{Câmbio}_t * \Delta \text{PIB}_t + \alpha_8 * \Delta \text{Salário}_t + \mu_t$$

Como na estimação anterior, todos os coeficientes interativos são significantes e apresentaram os sinais esperados. Ou seja, um aumento no coeficiente de penetração diminui o *pass-through*. Já um aumento no PIB aumenta o coeficiente. O termo isolado da variação cambial também foi significativo, mostrando a correlação positiva entre câmbio de inflação.

Em relação a variação salarial, a maioria das equações parece estar com o problema de multicolinearidade. Apenas nas equações de bens de consumo não duráveis (total), gêneros alimentícios e matérias-primas, o coeficiente de variação salarial foi significativo e apresentou o sinal correto. Como dito anteriormente, o objetivo do trabalho não é analisar o *pass-through* dos salários para os preços. Logo, não iremos nos preocupar em solucionar o problema da multicolinearidade.

Rodando a regressões propostas para o modelo 1 obtém-se os seguintes resultados:

Tabela 4.3 - Índices desagregados

Coeficientes	Bens de consumo total			Bens de consumo Duráveis			Bens de cons Duráveis: Ut domést		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,036	1,503	Não	0,016	0,536	Não	0,008	0,194	Não
Dummy 1	1,176	7,928	Sim	1,406	7,481	Sim	1,402	5,791	Sim
Dummy 2	1,424	9,082	Sim	1,579	7,945	Sim	1,498	5,851	Sim
Dummy 3	1,975	10,428	Sim	2,388	9,950	Sim	2,247	7,267	Sim
Dummy 4	1,165	8,303	Sim	1,185	6,664	Sim	1,181	5,154	Sim
Dummy 5	0,089	0,655	Não	0,066	0,383	Não	0,052	0,235	Não
Câmbio	1,227	7,390	Sim	1,598	7,597	Sim	1,558	5,749	Sim
Penetração * Câmbio	(0,082)	(4,828)	Sim	-0,100	-4,641	Sim	(0,090)	(3,227)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,173	5,624	Sim	0,172	4,420	Sim	0,112	2,234	Sim
Var Salarial	0,100	1,944	Não	-0,095	-1,467	Não	(0,050)	(0,594)	Não
R-squared	0,979			0,969			0,945		
Adjusted R-squared	0,975			0,963			0,934		
SE	0,122			0,154			0,199		

Coeficientes	Bens de consumo não duráveis			Bens de cons não dur: Gen Aliment			Bens de produção total		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,038	1,483	Não	0,068	1,563	Não	0,029	1,442	Não
Dummy 1	0,950	5,992	Sim	0,733	2,693	Sim	1,024	8,159	Sim
Dummy 2	1,368	8,162	Sim	1,351	4,697	Sim	1,349	1,017	Não
Dummy 3	1,808	8,933	Sim	1,701	4,894	Sim	2,104	1,314	Não
Dummy 4	1,126	7,504	Sim	1,215	4,718	Sim	1,002	8,444	Sim
Dummy 5	0,085	0,588	Não	0,165	0,664	Não	0,095	0,832	Não
Câmbio	1,104	6,227	Sim	0,928	3,048	Sim	1,197	8,523	Sim
Penetração * Câmbio	(0,074)	(4,078)	Sim	-0,078	-2,502	Sim	(0,073)	(5,081)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,169	5,127	Sim	0,248	4,392	Sim	0,189	7,255	Sim
Var Salarial	0,170	3,103	Sim	0,224	2,377	Sim	0,058	1,341	Não
R-squared	0,976			0,937			0,985		
Adjusted R-squared	0,971			0,924			0,982		
SE	0,130			0,223			0,103		

Coeficientes	Bens de prod: Maq, equip e veic			Bens de prod: Mat construção			Bens de prod: Matérias-primas		
	Coeficiente	t-Statistico	Signif 5%	Coeficiente	t-Statistico	Signif 5%	Coeficiente	t-Statistico	Signif 5%
Constante	0,026	0,950	Não	0,014	0,367	Não	0,037	1,835	Não
Dummy 1	1,133	6,581	Sim	1,233	5,321	Sim	0,938	7,379	Sim
Dummy 2	1,518	8,336	Sim	1,478	6,034	Sim	1,229	9,150	Sim
Dummy 3	2,217	10,083	Sim	2,063	6,974	Sim	2,025	12,477	Sim
Dummy 4	1,085	6,660	Sim	1,148	5,236	Sim	0,945	7,859	Sim
Dummy 5	0,195	1,238	Não	0,031	0,146	Não	0,066	0,570	Não
Câmbio	1,516	7,868	Sim	1,498	5,781	Sim	0,978	6,874	Sim
Penetração * Câmbio	(0,112)	(5,658)	Sim	(0,089)	(3,337)	Sim	(0,053)	(3,627)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,239	6,685	Sim	0,091	1,899	Não	0,190	7,201	Sim
Var Salarial	(0,011)	(0,189)	Não	0,056	0,702	Não	0,092	2,102	Sim
R-squared	0,977			0,950			0,983		
Adjusted R-squared	0,973			0,941			0,980		
SE	0,1412			0,190			0,104		

As equações do *pass-through* para os índices de preços industriais desagregados podem, então, serem definidas como:

Bens de consumo total

$$PT_t = 1,227 - 0,082 * Pen_t + 0,173 * \Delta PIB_t$$

Bens de consumo duráveis

$$PT_t = 1,598 - 0,1 * Pen_t + 0,172 * \Delta PIB_t$$

Bens de consumo duráveis: utilidades domésticas

$$PT_t = 1,558 - 0,09 * Pen_t + 0,112 * \Delta PIB_t$$

Bens de consumo não duráveis

$$PT_t = 1,104 - 0,074 * Pen_t + 0,169 * \Delta PIB_t$$

Bens de consumo não duráveis: gêneros alimentícios

$$PT_t = 0,928 - 0,078 * Pen_t + 0,248 * \Delta PIB_t$$

Bens de produção

$$PT_t = 1,197 - 0,073 * Pen_t + 0,189 * \Delta PIB_t$$

Bens de produção: máquinas, equipamentos e veículos

$$PT_t = 1,516 - 0,112 * Pen_t + 0,239 * \Delta PIB_t$$

Bens de produção: materiais de construção

$$PT_t = 1,498 - 0,089 * Pen_t + 0,091 * \Delta PIB_t$$

Bens de produção: matérias-primas

$$PT_t = 0,978 - 0,053 * Pen_t + 0,190 * \Delta PIB_t$$

Desde já percebemos a forte semelhança das equações acima com a do IPA total. Logo, apesar das variáveis terem pesos um pouco diferentes nas estimações, o comportamento do pass-through é o mesmo.

Vale destacar que o setor de máquinas, equipamentos e veículos parece ser o que mais sofre com a concorrência externa. De fato este setor, principalmente o automobilístico, se abriu drasticamente a partir de 1990. Os veículos importados passaram a fazer parte da realidade brasileira, o que reduziu significativamente o poder de mercado dos produtores nacionais. Já o setor de gêneros alimentícios aparece como o mais sensível em relação a variação de demanda.

Concluimos que, tanto para os IPA's quanto para o IPCA, o comportamento do pass-through pode ser dividido em três períodos distintos.

1. De 1996 (T1) a 1990 (T3)
2. De 1990 (T4) a 1994 (T2)
3. De 1994 (T3) a 2000 (T1)

CAPÍTULO V - TESTES COMPLEMENTARES

Este capítulo visa realizar alguns testes complementares nos modelos para detectar possíveis problemas nas estimações.

5.1 - Teste de Heterocedasticidade

Para detectar a heterocedasticidade dos erros usaremos o Teste Geral de White disponível no software E-Views, pois este tem a vantagem de não se basear no pressuposto de normalidade do erro.

Modelo 1 - IPCA

Hipótese:

H_0 = os erros são homocedásticos

H_1 = os erros são heterocedásticos

$$\chi^2_{df} = 24,9958$$

Se $R^2 > 24,9958$, rejeitamos a hipótese nula de que os erros são homocedásticos.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.555100	Probability	0.130665
Obs*R-squared	20.66971	Probability	0.147718

Erros são homocedásticos

Modelo 2 - IPA's

Hipótese:

Ho = os erros são homocedásticos

H1 = os erros são heterocedásticos

$$\chi^2_{df} = 22,3621$$

Se $R^2 > 22,3621$, rejeitamos a hipótese nula de que os erros são homecedásticos.

IPA

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.971849	Probability	0.003591
Obs*R-squared	26.97576	Probability	0.012537

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de consumo total

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.619962	Probability	0.000709
Obs*R-squared	29.78466	Probability	0.005058

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de consumo duráveis

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.787362	Probability	0.076853
Obs*R-squared	19.99579	Probability	0.095315

Erros são homocedásticos

IPA - Bens de consumo duráveis: Utilidades domésticas

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.217125	Probability	0.300733
Obs*R-squared	15.33236	Probability	0.287066

Erros são homocedásticos

IPA - Bens de consumo não-duráveis

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.195488	Probability	0.000179
Obs*R-squared	31.87219	Probability	0.002509

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de consumo não-duráveis: Gêneros alimentícios

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	8.802865	Probability	0.000000
Obs*R-squared	41.43189	Probability	0.000081

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de produção total

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.210602	Probability	0.001960
Obs*R-squared	28.07549	Probability	0.008833

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de produção: Máquinas, equipamentos e veículos

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.251192	Probability	0.001770
Obs*R-squared	28.25449	Probability	0.008338

Erros não são homocedásticos

IPA - Bens de produção: Materiais de construção

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.250622	Probability	0.279443
Obs*R-squared	15.63856	Probability	0.269200

Erros são homocedásticos

IPA - Bens de produção: Matéria-prima

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.466086	Probability	0.170042
Obs*R-squared	17.50540	Probability	0.177218

Erros não são homocedásticos

Concluimos a partir dos testes acima que seis equações possuem erros heterocedásticos. Quando esse problema ocorre, o estimador MQO deixa de ser eficiente. Logo, ele passa a não ser mais o estimador de menor variância na classe dos estimadores lineares não viesados. Quaisquer conclusões a que chegarmos através de nossos testes de hipótese poderão estar totalmente erradas. Como solução, iremos re-estimar estas equações com a opção *White's heteroscedasticity-consistent variances and standard errors*, disponível no E-Views.

5.2 Nova estimação das equações com erros heterocedásticos

Tabela 5.1 - IPA: Índice Total

Coeficientes	IPA Total		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,031	2,185	Sim
Dummy 1	1,134	10,706	Sim
Dummy 2	1,377	10,340	Sim
Dummy 3	2,058	13,947	Sim
Dummy 4	1,052	13,449	Sim
Dummy 5	0,093	0,856	Não
Câmbio	1,204	3,772	Sim
Penetração * Câmbio	(0,076)	(2,275)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,184	3,928	Sim
Var Salarial	0,073	1,476	Não
R-squared	0,985		
Adjusted R-squared	0,982		
SE	0,105		

Ao compararmos o resultado com a estimação anterior, percebemos que a magnitude dos coeficientes continuou idêntica. E, apesar do t-estatístico ter diminuído para todas as variáveis, os coeficientes interativos continuaram significativos. Não será necessário, então, rescrever a equação do *pass-through*.

Tabela 5.2 - IPA: Índices desagregados

Coeficientes	Bens de consumo total			Bens de consumo não duráveis			Bens de cons não dur: Gen Aliment		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,036	2,166	Sim	0,038	2,177	Sim	0,068	2,374	Sim
Dummy 1	1,176	10,703	Sim	0,950	8,035	Sim	0,733	3,424	Sim
Dummy 2	1,424	9,975	Sim	1,368	8,836	Sim	1,351	4,845	Sim
Dummy 3	1,975	11,721	Sim	1,808	9,273	Sim	1,701	5,272	Sim
Dummy 4	1,165	14,387	Sim	1,126	12,808	Sim	1,215	7,718	Sim
Dummy 5	0,089	0,649	Não	0,085	0,566	Não	0,165	0,686	Não
Câmbio	1,227	3,248	Sim	1,104	2,702	Sim	0,928	1,344	Não
Penetração * Câmbio	(0,082)	(1,986)	Não	(0,074)	(1,639)	Não	-0,078	-1,047	Não
Var PIB * Câmbio	0,173	3,031	Sim	0,169	2,691	Sim	0,248	2,415	Sim
Var Salarial	0,100	1,686	Não	0,170	2,478	Sim	0,224	1,902	Não
R-squared	0,979			0,976			0,937		
Adjusted R-squared	0,975			0,971			0,924		
SE	0,122			0,130			0,223		

Coeficientes	Bens de produção total			Bens de prod: Maq. equip e veic			Bens de prod: Matérias-primas		
	Coeficiente	t-Statístico	Signif 5%	Coeficiente	t-Statístico	Signif 5%	Coeficiente	t-Statístico	Signif 5%
Constante	0,029	2,023	Sim	0,026	1,456	Não	0,037	2,519	Sim
Dummy 1	1,024	9,396	Sim	1,133	8,220	Sim	0,938	9,165	Sim
Dummy 2	1,349	9,979	Sim	1,518	8,908	Sim	1,229	9,899	Sim
Dummy 3	2,104	14,420	Sim	2,217	10,765	Sim	2,025	12,819	Sim
Dummy 4	1,002	12,456	Sim	1,085	10,561	Sim	0,945	11,950	Sim
Dummy 5	0,095	0,976	Não	0,195	1,551	Não	0,066	0,782	Não
Câmbio	1,197	3,964	Sim	1,516	4,026	Sim	0,978	3,894	Sim
Penetração * Câmbio	(0,073)	(2,399)	Sim	(0,112)	(2,879)	Sim	(0,053)	(2,089)	Sim
Var PIB * Câmbio	0,189	4,399	Sim	0,239	4,129	Sim	0,190	5,159	Sim
Var Salarial	0,058	1,194	Não	(0,011)	(0,157)	Não	0,092	1,806	Não
R-squared	0,985			0,977			0,983		
Adjusted R-squared	0,982			0,973			0,980		
SE	0,103			0,1412			0,104		

Como na re-estimação da equação para o IPA, os coeficientes dos índices desagregados permaneceram iguais. Entretanto, com a correção do problema da heterocedasticidade, o problema da multicolinearidade passou a afetar os coeficientes interativos de três equações: bens de consumo total; bens de consumo não duráveis e gêneros alimentícios. Mais especificamente, os coeficientes interativos de abertura comercial perderam a significância e, no caso dos gêneros alimentícios, o coeficiente de isolado de variação cambial também ficou insignificante. Para continuarmos focados nas variáveis que afetam diretamente o *pass-through*, vamos sacrificar o coeficiente de variação salarial para esses casos. Com isso, o grau de multicolinearidade das equações deve diminuir.

Tabela 5.3 - IPA: Índices desagregados (solucionando a multicolinearidade)

Coeficientes	Bens de consumo total			Bens de consumo não duráveis			Bens de cons não dur: Gen Aliment		
	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%	Coeficiente	t-estatístico	Signif 5%
Constante	0,042	2,480	Sim	0,049	2,656	Sim	0,083	2,684	Sim
Dummy 1	1,285	15,866	Sim	1,135	12,750	Sim	0,977	6,301	Sim
Dummy 2	1,570	15,679	Sim	1,616	14,938	Sim	1,678	9,009	Sim
Dummy 3	2,237	29,146	Sim	2,255	26,123	Sim	2,289	16,009	Sim
Dummy 4	1,248	20,014	Sim	1,266	18,088	Sim	1,400	11,459	Sim
Dummy 5	0,081	0,612	Não	0,072	0,500	Não	0,148	0,631	Não
Câmbio	1,362	3,938	Sim	1,335	3,582	Sim	1,232	1,994	Não
Penetração * Câmbio	(0,091)	(2,321)	Sim	(0,088)	(2,092)	Sim	-0,097	-1,398	Não
Var PIB * Câmbio	0,183	3,234	Sim	0,185	3,002	Sim	0,270	2,627	Sim
R-squared	0,977			0,971			0,929		
Adjusted R-squared	0,973			0,966			0,917		
SE	0,125			0,141			0,234		

De fato o problema da multicolinearidade foi solucionado para duas equações: bens de consumo total e bens de consumo não duráveis. No caso dos gêneros alimentícios, a exclusão da variável de salários não foi suficiente. Uma outra solução seria tentar mudar a forma funcional desta regressão. Contudo, perderíamos a capacidade de análise comparativa dos resultados com as outras estimações. Vamos considerar, então, essa equação inválida.

A equação do *pass-through* para os bens de consumo total e bens de consumo não duráveis podem, então, serem definidas como:

Bens de consumo total

$$PT_t = 1,362 - 0,091 * Pen_t + 0,183 * \Delta PIB_t$$

Bens de consumo não duráveis

$$PT_t = 1,335 - 0,088 * Pen_t + 0,185 * \Delta PIB_t$$

Com a eliminação do setor de gêneros alimentícios, o setor de máquinas, equipamentos e veículos aparece como o mais sensível à variações de demanda. Analisando novamente o setor de veículos podemos concluir que, por não serem bens essenciais, os preços tenham que acompanhar mais de perto variações na demanda. Para isso, são necessários ajustes *no mark-up* (o que implica em uma mudança no *pass-through*) em ocasiões de recessão, por exemplo. Esse comportamento deve ter sido agravado ainda mais com a abertura comercial.

5.3 - Teste de normalidade dos resíduos

O impacto da não normalidade do erro nas propriedades dos estimadores irá depender do tamanho da amostra. Como o tamanho da amostra do modelo é robusto, os testes de hipótese realizados serão válidos. Logo, não vamos nos preocupar em realizar testes de normalidade para todas as regressões.

5.4 - Teste de autocorrelação dos resíduos

Será verificado se existe a presença de autocorrelação dos erros estimados através do teste DW (Durbin Watson).

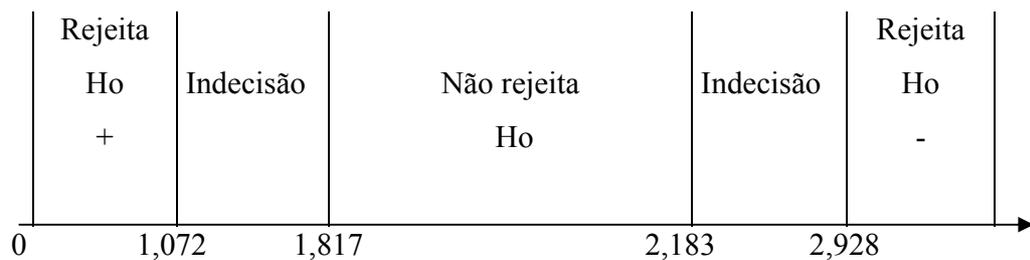
Modelo 1 - IPCA: Índice total

Hipótese:

H_0 : os erros são descorrelatados ($\rho = 0$)

H_a : os erros seguem um processo AR(1) ($u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$)

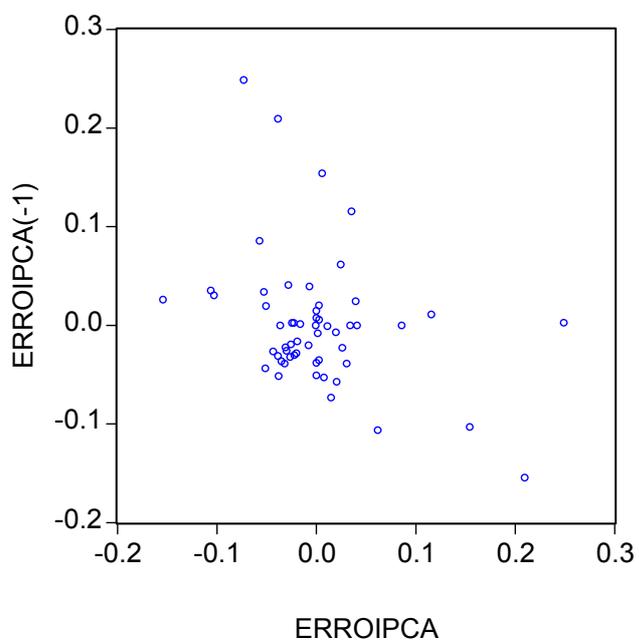
Como o número de observações é igual a 57 e o número de parâmetros é igual a 10, então $dL = 1,072$ e $du = 1,817$ ao nível de 1%.



A estatística DW é igual a 2,682, estando compreendida entre 2,183 e 2,928. Logo, estamos na zona de indecisão. Pelo fato do teste não ter sido conclusivo, vamos complementar a análise com o gráfico dos resíduos com a própria variável defasada em 1 período.

Não podemos identificar nenhum padrão no gráfico abaixo, o que sugere não termos autocorrelação dos resíduos. Desta forma, o estimador MQO será eficiente, terá a menor variância na classe dos estimadores lineares não-viesados.

Gráfico 5.1 - Correlação dos resíduos (IPCA)



Modelo 2 - IPA: estimações com a variável de salários

Hipótese:

H_0 : os erros são descorrelatados ($\rho = 0$)

H_a : os erros seguem um processo AR(1) ($u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$)

Como o número de observações é igual a 57 e o número de parâmetros é igual a 9, então $dL = 1,108$ e $du = 1,771$ ao nível de 1%.

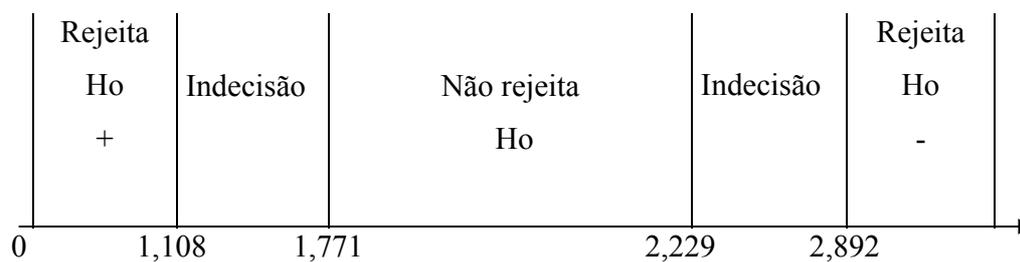


Tabela 5.4 - Testes de autocorrelação

Setor	DW	Resultado
IPA total	2,432	Indecisão
Bens de consumo duráveis	2,669	Indecisão
Utilidades domésticas	2,8	Indecisão
Bens de produção total	2,424	Indecisão
Máquinas, equip, e veículos	1,941	Não rejeita H_0
Materiais de construção	2,69	Indecisão
Matérias-primas	2,08	Não rejeita H_0

Novamente, utilizaremos gráficos para complementar a análise dos resultados inconclusivos.

Gráfico 5.2 - IPA

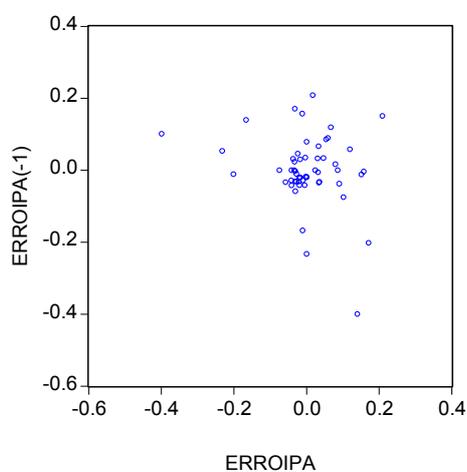


Gráfico 5.3 - Bens de cons duráveis

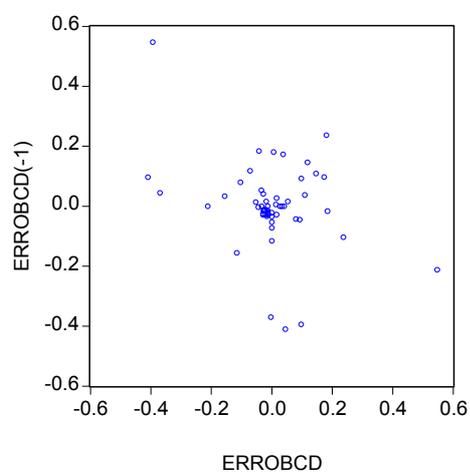


Gráfico 5.4 - Util domésticas

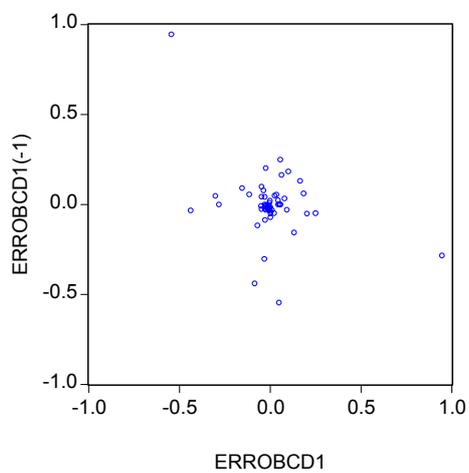


Gráfico 5.5 - Bens de produção

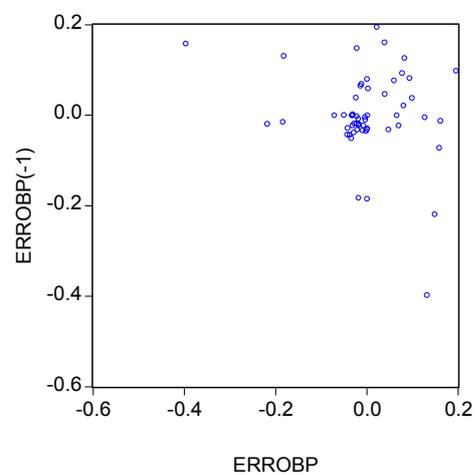
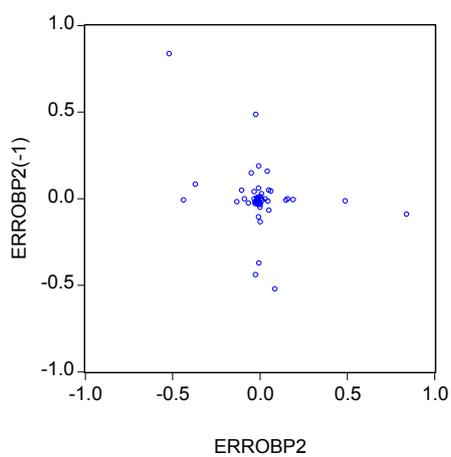


Gráfico 5.6 - Mat de construção



Observando os gráficos acima, não encontramos nenhuma relação clara de autocorrelação entre os resíduos. Consideraremos, então, que todos os erros não possuem autocorrelação.

Modelo 2 - IPA: estimações sem a variável de salários

Hipótese:

H_0 : os erros são descorrelatados ($\rho = 0$)

H_a : os erros seguem um processo AR(1) ($u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$)

Como o número de observações é igual a 57 e o número de parâmetros é igual a 8, então $dL = 1,144$ e $du = 1,726$ ao nível de 1%.

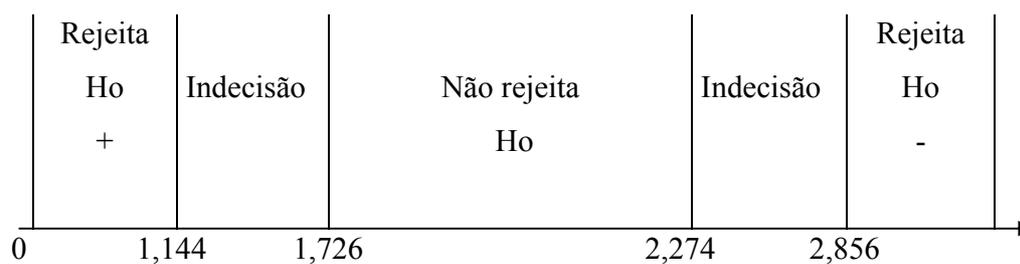
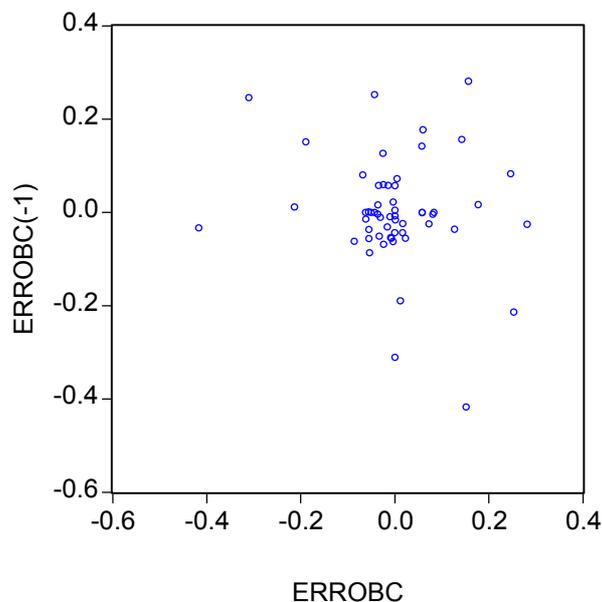


Tabela 5.5 - Testes de autocorrelação

Setor	DW	Resultado
Bens de consumo total	2,328	Indecisão
Bens de consumo não duráveis	2,155	Não rejeita H_0

Segue abaixo o gráfico para o complemento da análise do setor de bens de consumo.

Gráfico 5.7 - Bens de consumo



O gráfico acima não demonstra nenhum padrão. Vamos então considerar os erros do setor de bens de consumo descorrelatados (sem autocorrelação).

5.5 - Quebra estrutural

Podemos esperar que o comportamento das variáveis possa ter mudado após dois acontecimentos que mereceram destaque na análise feita no capítulo anterior: O aprofundamento da abertura comercial em 1990 e a instituição do Plano Real em 1994. Para simplificar, realizamos quatro testes de quebra estrutural a partir de Testes Chow. Dois para o IPCA e o outros dois para o IPA total. Pelo fato do comportamento das variáveis ser muito semelhante entre os índices desagregados e o IPA total, realizamos os testes apenas para este último.

IPCA

Período: 1986 (T1)/1990 (T3) e 1990(T4)/2000(T1)

Chow Breakpoint Test: 1990:4

F-statistic	2.136742	Probability	0.067436
Log likelihood ratio	14.28876	Probability	0.026572

Período: 1986 (T1)/1994 (T2) e 1994(T3)/2000(T1)

Chow Breakpoint Test: 1994:3

F-statistic	3.752343	Probability	0.004117
Log likelihood ratio	23.12338	Probability	0.000756

IPA

Período: 1986 (T1)/1990 (T3) e 1990(T4)/2000(T1)

Chow Breakpoint Test: 1990:4

F-statistic	1.265011	Probability	0.294785
Log likelihood ratio	7.196744	Probability	0.206415

Período: 1986 (T1)/1994 (T2) e 1994(T3)/2000(T1)

Chow Breakpoint Test: 1994:3

F-statistic	3.674128	Probability	0.006896
Log likelihood ratio	18.80576	Probability	0.002089

Pelo testes acima concluímos que apenas o Plano Real modificou o comportamento das variáveis. Ou seja, rejeitamos a hipótese de estabilidade estrutural a partir de 1994:3.

5.6 - Previsibilidade

Alguns estudos testam a credibilidade do modelo a partir de comparações do pass-through estimado e observado. Este último é normalmente calculado com a fórmula $PT =$

Inflação / Variação cambial, como em Ranabal e Schwartz (2001). Entretanto, se utilizarmos essa metodologia, estaríamos considerando que o câmbio é o único fator de influência no custo de produção. A consequência de não utilizar outras variáveis de custo no modelo é que o coeficiente do *pass-through* fica super estimado. Estaríamos ignorando o efeito de outros fatores como, variação do custo fixo e reajustes salariais. Se utilizássemos a fórmula $PT = \text{Inflação} / (\text{Variação cambial} + \text{Variação salarial})$, partiríamos da premissa de que mudanças no câmbio e salários afetam o custo da mesma forma. Entretanto isso não se aplica a realidade

Uma outra forma de teste seria comparar os resultados da inflação estimada com a observada.

Gráfico 5.8 - IPCA/IPCA estimado

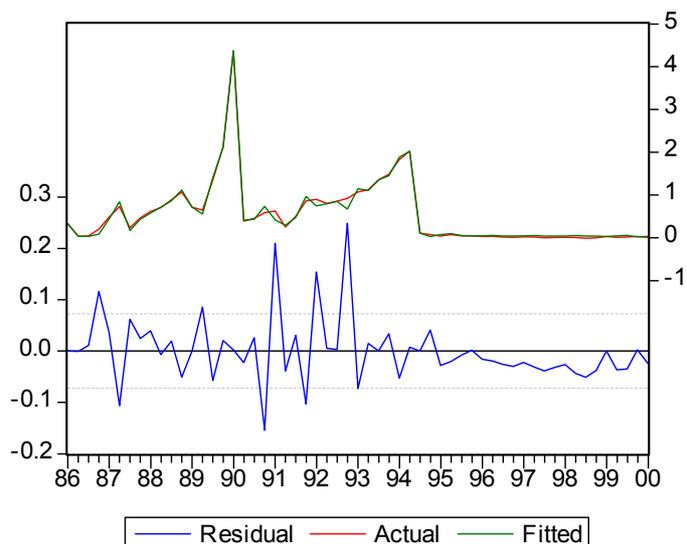
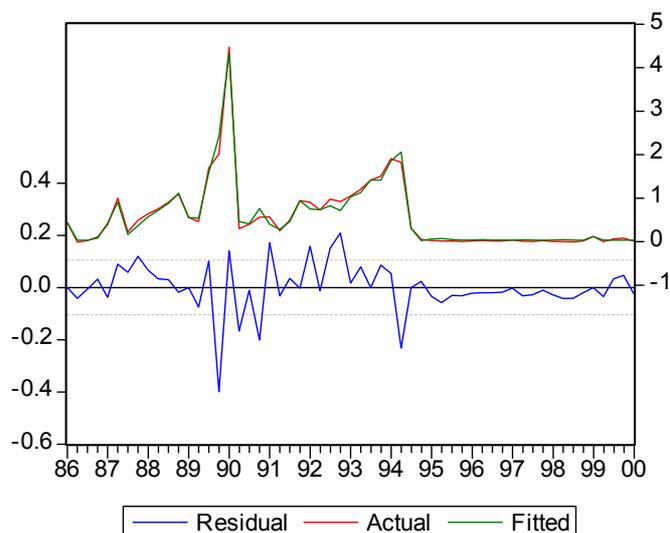


Gráfico 5.9 - IPA/IPA estimado



Podemos observar que os modelos estimaram taxas de inflação relativamente próximas das observadas. O desvio-padrão dos dois modelos ficou em torno de 10%. Para os períodos de alta inflação, esse desvio pode não ser significativo. Entretanto, para o período pós Real, 10% em um trimestre é um erro consideravelmente grande (apesar de observamos pelos gráficos que o desvio-padrão dos resíduos cai significativamente a partir de 1994). Assim, para previsões futuras, seria necessário estimar novas regressões para o período pós Real.

CAPÍTULO VI - CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo estimar e analisar o *pass-through* para diferentes índices de preços no período de 1986 a 2000. Foram introduzidas algumas inovações em relação a estudos anteriores. A primeira delas foi a estimação do repasse da variação cambial considerando-se outra variável de custo extremamente significativa: os reajustes salariais. Nos períodos de inflação alta, os constantes reajustes salariais visavam recompor as perdas ocorridas devido ao efeito da inflação passada. Estes reajustes acabavam por alimentar a própria inflação corrente. Logo, esta variável capturou, também, o efeito das taxas de inflação defasadas que, por sua vez, eram influenciadas pelas mudanças no câmbio defasadas. Podemos considerar os salários como o *link* entre a inflação e todas as variáveis defasadas. Os estudos que só consideram o câmbio como única fonte de variação de custos, acabam por super estimar o coeficiente de *pass-through*.

A Segunda inovação foi a utilização da forma funcional proposta em Goldfajn e Werlang (2000), que permite estimarmos uma equação para o *pass-through* e não somente um coeficiente fixo. Essa equação, em função de variáveis que afetam diretamente o *pass-through* (demanda, margens e abertura comercial), nos permite analisar o comportamento do repasse ao longo do tempo. O risco desse modelo consiste em termos um alto grau de

multicolinearidade nas regressões. Isso porque as variáveis interativas (variável * variação cambial) tendem a ser altamente correlacionadas com a variável isolada de variação cambial.

Goldfajn e Werlang (2000) utilizaram as variáveis que afetam diretamente o pass-through também em termos isolados, sob a premissa de que estas também afetam diretamente a inflação. O grau de multicolinearidade provocado por essa forma funcional parece ter desestabilizado os próprios coeficientes interativos em algumas regressões.

Como visto nos capítulos anteriores, o problema da multicolinearidade afetou o coeficiente da variação salarial em algumas estimações. Como o foco do trabalho é analisar o comportamento do *pass-through* da variação cambial, deixamos esse problema de lado. Apenas no caso da estimação para o setor de gêneros alimentícios, o coeficiente interativo de abertura comercial e o termo isolado de variação cambial também foram afetados. Essa equação foi, então, considerada inadequada.

Outro aspecto particular do estudo foi a introdução de uma proxy da variação das margens de lucro como um dos determinantes do *pass-through*. A significância do coeficiente parece mostrar que, de fato, a diferença entre os preços ao consumidor (IPCA) e no atacado (IPA) é um bom sinalizador do comportamento das margens no varejo. Não temos nenhuma proxy que possa capturar esse efeito para os preços ao atacado.

Os sinais obtidos confirmaram as expectativas iniciais de que a abertura comercial e variações nas margens (no caso do IPCA) influenciariam negativamente e a

variação no PIB influenciaria positivamente o *pass-through*. Apesar desse avanço na estimação, algumas melhorias precisam ser feitas. O trabalho conseguiu formular equações par o *pass-through* em função de variáveis que afetam o *mark-up*. Seria necessário, também, incluir variáveis que capturam o efeito de mudanças no câmbio nos custos.

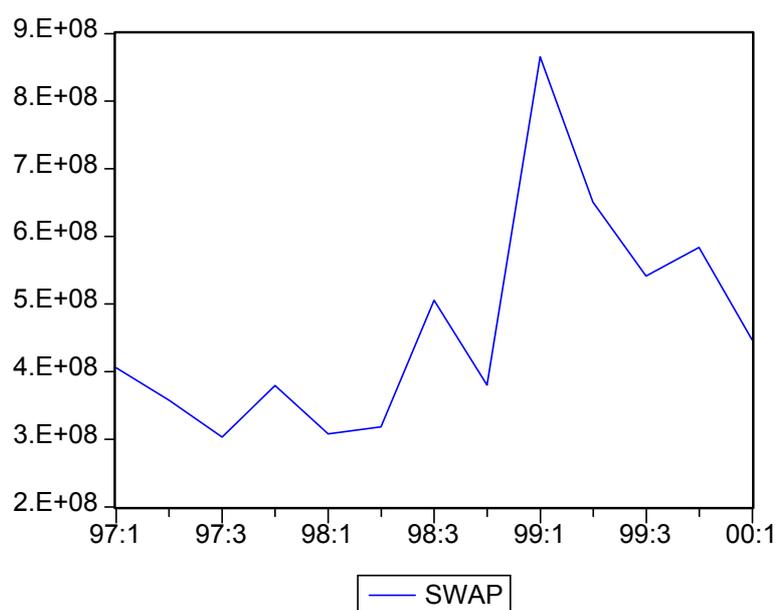
Podemos pegar como ilustração para descrever a relevância da consideração acima o ano de 1999. Com a adoção do regime flutuante, a variação cambial chegou a mais de 30% no primeiro semestre do ano. Apesar desse *overshooting*, a inflação medida pelo IPCA ficou em menos de 4% para o mesmo período. Argumenta-se que, devido a retração econômica vivida na época, o choque levou a compressão das margens de lucro. Logo, estas tenderiam a ser recompostas assim que possível. Apesar do descolamento do IPCA do IPA reforçar essa idéia, o impacto nas margens pode não ter sido tão grande quanto parece.

O primeiro motivo é que o IPA não reflete alguns acordos entre o mercado varejista e atacadista de preços mais baixos. O segundo consiste no fato de que várias empresas já tinham se preparado para uma eventual desvalorização através de instrumentos de *hedge*. Essa antecipação veio de uma expectativa generalizada no final 1998 de que o Bacen não suportaria por muito mais tempo manter o regime vigente de bandas de variação. Logo, algumas empresas tiveram um impacto reduzido nos custos.

O gráfico abaixo mostra o volume médio trimestral de swaps cambiais registrados na CETIP. O *swap* é o instrumento de proteção mais popular entre as empresas.

Podemos observar que o este aumentou significativamente a partir do fim de 1998. A não utilização desta variável no modelo se deve a falta de dados disponível.

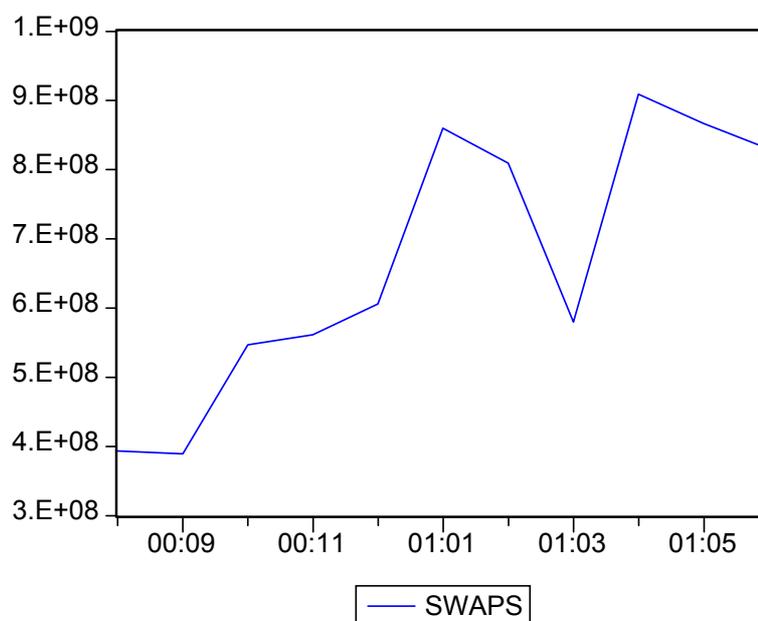
Gráfico 6.1 - Swaps US\$ vs CDI (volume médio trimestral) - R\$



Fonte: CETIP

Concluimos que a expectativa de uma futura desvalorização levou muitas empresas a se protegerem comprando contratos futuros de dólar. Isso parece ter acontecido novamente em 2001. A medo generalizado de que a Argentina decretasse moratória da dívida ou abandonasse a paridade fixa com o dólar, o que certamente pressionaria o câmbio no Brasil, levou muitas empresas a fazer *hedge*. As que fizeram, travaram sua dívida (ou parte dela) e seus gastos correntes (ou parte deles) atrelados ao dólar a uma paridade fixa. Essa procura acabou pressionando o dólar no mercado a vista. De janeiro a maio de 2001 a desvalorização chegou a 20%.

Gráfico 6.2 - Swaps US\$ vs CDI (volume médio mensal) - R\$



Fonte: CETIP

Pelo gráfico acima vemos que o volume de *hedge* via *swap* mais que dobrou no mês de janeiro de 2001 em relação a setembro de 2000. Podemos esperar que muitas empresas não sejam afetadas pelas fortes oscilações que vêm ocorrendo no mercado de câmbio.

Alguns outros fatores também precisariam ser levados em consideração. Expectativas de desvalorizações temporárias podem levar as empresas a não repassarem o impacto da variação sobre o custo. A dependência de produtos importados para produzir

(bens que não possuem substitutos nacionais) é outro determinante do comportamento do custo de produção. Dessa forma, os próximos estudos precisam avançar nesse aspecto.

Voltando aos resultados obtidos, no que tange os valores dos coeficientes de repasse estimados, verificamos estes foram extremamente altos entre 1986 e 1990 para todos os índices de inflação. Em 1990 especificamente, a taxa chegou a mais de 140. Podemos atribuir esse fato ao forte aquecimento na atividade e a depreciação da taxa de câmbio de aproximadamente 275% no primeiro trimestre do ano.

Já em 1990, com o Plano Collor, observamos uma queda no pass-through. De 1988 ao início de 1990 o repasse ficou sempre em torno de 80% para todos os índices. No último trimestre de 90 esse valor caiu para 64% para o IPCA e 69% para o IPA. Tal fato mostra que o aprofundamento do processo de abertura comercial diminuiu o coeficiente significativamente. Entretanto, devido a aceleração do crescimento do PIB e a aparente estagnação do processo de abertura, estes valores voltaram a crescer em 1991.

Com o Plano Real o *pass-through* voltou a cair. Dessa vez a diminuição foi mais drástica que em 90. No primeiro trimestre de 1994 o coeficiente era de 92% para o IPA e de 89% para o IPCA. Após a implementação do plano, estes caíram para 46% e 42% respectivamente. Temos que levar em conta alguns fatores na análise dessa mudança. O primeiro é que o coeficiente de penetração dos importados voltou a crescer significativamente a partir de 1994. O efeito disciplinador das importações parece ter afetado negativamente o *pass-through*. O segundo fator é que o PIB passou a crescer a taxas mais baixas. Logo, o efeito demanda também foi determinante. Por último e não

menos importante, a estabilidade econômica parece ter possibilitado as firmas a operarem com margens mais baixas. Como visto no capítulo 3, desde o final de 94 observamos variações negativas constantes nas margens do varejo. Apesar disso, não identificamos nenhum movimento de recomposição significativa.

A estimação do *pass-through* para alguns índices industriais desagregados foi outro diferencial do trabalho. Como observamos nos capítulos 3 e 4, o comportamento do coeficiente para estes índices é relativamente parecido com o estimado para o IPA. Entretanto, podemos identificar algumas particularidades entre as indústrias. O setor de máquinas, equipamentos e veículos é o mais sensível a mudanças no PIB e no coeficiente de abertura. Já o setor de matérias-primas é o menos sensível em relação a abertura e o de materiais de construção o menos sensível em relação a variações no PIB.

Foi dada uma especial atenção a possibilidade de não-estacionaridade dos resíduos estimados. Todas as variáveis utilizadas nos modelos são estacionárias e, conseqüentemente, os resíduos também são. Alguns estudos mais antigos não atentaram para a possibilidade de não-estacionaridade dos resíduos, podendo então ter gerado regressões espúrias, resultados e testes inválidos.

O teste Chow realizado em 1990 rejeitou a hipótese de quebra estrutural. Ou seja, não houve mudança no comportamento dos parâmetros devido ao Plano Collor. Já o teste realizado em 1994 evidenciou uma quebra estrutural com o Plano Real. Para fins de previsão, seria necessário estimar uma nova equação para o período pós Real. Além disso,

outras variáveis precisariam ser controladas. Por exemplo, o reajuste de tarifas públicas passou a ser baseado na inflação medida pelo IGP-M.

Para finalizar a conclusão, não se pode comparar os resultados obtidos com os de outros estudos. Particularidades em relação a cobertura temporal, periodicidade das observações, modelo, dados utilizados, etc., tornam a comparação impossível.

BIBLIOGRAFIA

1. DIXIT, Avanish & STIGLITZ, Joseph. *Monopolistic Competition na Optimum Product Diversity*. American Economic Review 67: 297-308, 1977.
2. DORNBUSCH, Rudiger. *Exchange Rate and Prices*. American Economic Review Vol. 77, 1987.
3. FISCHER, Estanley. *A Model of Exchange Rate Pass-through*. Journal of International Economics Vol. 26, 1989.
4. GOLDFAJN, Ilan & WERLANG, Sergio. *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*. PUC-Rio TD No. 423, 2000.
5. GUJARATI, Damondar. *Basic Econometrics*. 3ª Edição.
6. MENON, Jayant. *Exchange Rate Pass-through*. Journal of Economic Surveys Vol. 9, No. 2, 1995.
7. RANABAL, Paul & SCHWARTZ, Gerd. *Exchange Rate Changes and Consumer Price Inflation: 20 Months After the Floating of The Real*. IMF country report No. 01/10, 2001.
8. ROGOFF, Kenneth. *The Purchasing Power Parity Puzzle*. Princeton: Journal of Economic Literature Vol. XXXIV, 1996.
9. SALOP, Steven. *Monopolistic Competition With Outside Goods*. Bell Journal of Economics 10 (Spring): 141-156, 1979.

Sites:

1. www.ipeadata.gov.br
2. www.cetip.com.br
3. www.bacen.gov.br
4. www.ibge.gov.br
5. www.gazetamercantil.com.br