

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**ESTUDANDO A RELAÇÃO ENTRE A TAXA DE CÂMBIO REAL E A BALANÇA
COMERCIAL NO BRASIL**

**Marcos Vinicius Vivacqua
No. de matrícula: 0014887-9**

Orientador: Afonso Bevilaqua

Dezembro de 2004

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**ESTUDANDO A RELAÇÃO ENTRE A TAXA DE CÂMBIO REAL E A BALANÇA
COMERCIAL NO BRASIL**

**Marcos Vinicius Vivacqua
No. de matrícula: 0014887-9**

Orientador: Afonso Bevilaqua

**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.**

Dezembro de 2004

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

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador.

Agradeço ao meu amigo Luciano Vereda pelos conselhos.

Agradeço ao professor Gustavo Gonzaga.

Agradeço ao professor Marcelo Medeiros pela grande contribuição na parte econométrica do meu trabalho.

Agradeço aos meus pais, meus avós e irmão pelo apoio e também à Diana.

“O capitalismo é a exploração do homem pelo homem. O socialismo é o contrário.”

Índice

1 – Introdução:.....	7
2 – Evidência Empírica – Taxa de Câmbio Real e Contas Externas.....	9
2.1– A situação pós-Real:.....	9
2.2 – Desvalorização de 1999 - O Início da Virada.....	12
2.3 – O Ajuste de 2002.....	13
2.4 - O crescimento do Comércio Exterior em 2003 e 2004.....	15
3 – Balança Comercial e Taxa de Câmbio.....	17
3.1 – Introdução ao debate:.....	17
3.2 – Testando a existência da relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial no Brasil.....	19
3.3 – Um exercício complementar – Testes sobre o período 1999 – 2002.....	24
3.4 – O que ocorreu então de 1999 a 2002?.....	26
4 – Conclusão:.....	28

Índice de Tabelas

Tabela 1 – Contas Externas.....	10
Tabela 2 – Balanço de pagamentos.....	13
Tabela 3 – Resultados dos Testes com Dados Anuais.....	20
Tabela 4 – Resultados dos Testes com Dados Trimestrais.....	22
Tabela 5 – Resultados dos Testes com Dados Trimestrais Utilizando a Dummy.....	23

Índice de Gráficos

Gráfico 1 –Balança Comercial em Termos Reais e Câmbio Real.....	17
---	----

1 – Introdução:

As relações econômicas do Brasil com o exterior são um fator muito importante para o desempenho de nossa economia desde o tempo em que éramos colônia portuguesa. Do tempo em que éramos simples colônia extrativista e “exportadora” de riquezas naturais passando pelo período em que vivemos da exportação do café até o momento atual, a relação do país com o exterior mudou profundamente e cresceu, principalmente após a década de 90 com a chegada do Plano Real.

Desde a formação do nosso país, o Brasil se inseriu no mundo como um país exportador. Após séculos de exploração colonial o Brasil passou a exportador de produtos agrícolas – sua maior vocação até hoje – e aos poucos vai ganhando seu espaço como exportador de produtos manufaturados. Com isso, a balança comercial brasileira, exceto em períodos de crise tendeu a ser superavitária.

Com o estabelecimento da famosa âncora cambial do Plano Real em 1994, entretanto, as relações comerciais brasileiras com o exterior sofreram uma mudança. A valorização da moeda nacional e a manutenção da sobrevalorização do Real frente ao dólar entre 1994 e 1999 trouxe enormes déficits comerciais ao Brasil e a interação da economia brasileira com o mundo a partir de então se tornou fundamental para o sucesso do plano de estabilização e também para a retomada do crescimento econômico no país.

Além disso, desde a concepção do Real, a taxa de câmbio Real/Dólar teve um papel central na condução da política econômica do país. Primeiramente, a manutenção do câmbio ao redor de R\$1,00 consistia na manutenção da confiança na economia do país. Além disso, o estímulo proporcionado pelo câmbio valorizado às importações contribuía bastante para que a concorrência das importações mantivesse os preços dos produtos nacionais controlados afastando o fantasma da volta da inflação ao país.

Todo este delicado equilíbrio dos primeiros anos do Real, entretanto, dependia de um enorme aporte de capitais estrangeiros sob a forma de investimento direto ou em carteira que cobrisse o enorme déficit em conta corrente que a sobrevalorização do Real provocou. Entretanto, quando a liquidez internacional se reduziu e o financiamento do déficit que possuíamos nas nossas contas externas não pôde mais ser feito através da atração de capitais

autônomos para o país, a desvalorização do câmbio foi a única saída possível para o país. O câmbio que trouxe os problemas ao país, traria, em teoria, o alívio. A desvalorização reativaria as nossas exportações e reestabeleceria o equilíbrio das nossas contas externas e da nossa economia.

A teoria estava perfeita, mas não funcionou bem assim. A balança comercial brasileira só se tornaria superavitária novamente em 2001 e nosso déficit em conta corrente, conseqüentemente só seria revertido em 2003. O que está por trás deste problema?

Por trás de tudo isso está a relação da taxa de câmbio com a balança comercial. Todos estes acontecimentos provam que a relação do câmbio com a balança não é algo tão simples quanto a intuição nos induz a considerar e até mesmo a sua existência é questionada por alguns. Neste trabalho, trataremos de narrar os acontecimentos das contas externas brasileiras nos últimos anos e tentaremos extrair dos dados, informações mais precisas a respeito da interação entre a balança comercial e a taxa de câmbio no Brasil

2 – Evidência Empírica – Taxa de Câmbio Real e Contas Externas

2.1– A situação pós-Real:

A consolidação do processo de estabilização econômica iniciado com a implementação do Plano Real no Brasil em julho de 1994, teve um enorme impacto nas contas externas brasileiras. A manutenção da taxa de câmbio (Real/US\$) sobrevalorizada que se fez necessária como importante apoio ao processo de desindexação de uma economia absolutamente tomada pela hiperinflação desde a década de 80 e também como alicerce da credibilidade do novo plano em seu compromisso com a responsabilidade monetária, teve um custo: as contas externas do país se tornaram extremamente deficitárias.

Tão logo o Real foi adotado como a nova moeda do país em substituição à sua antecessora, a URV (Unidade Real de Valor), a moeda americana foi cotada a R\$0,93 (julho de 1994), chegando a R\$0,842 em novembro do mesmo ano e permanecendo abaixo da casa de R\$1,00 até maio de 1996 e abaixo ainda de R\$2,00 até o ano de 2001. Isto significou, na prática, uma apreciação real expressiva e duradoura da moeda brasileira que teve impacto direto na balança comercial do país. Acentuada pela abertura comercial iniciada no governo Collor em 1992, a alteração de preços relativos entre os bens domésticos e estrangeiros quando as indústrias nacionais ainda não estavam em condições de competir com a indústria estrangeira desprotegida das barreiras alfandegárias e, agora, com o câmbio desfavorável, estimulou enormemente as importações e as viagens ao exterior além de reduzir sensivelmente a atratividade dos produtos brasileiros, principalmente os de maior valor agregado (manufaturados de pouca competitividade), no exterior.

Com o câmbio real se mantendo sobrevalorizado de 1994 até o início de 1999, o déficit em conta corrente brasileiro pulou de quase US\$2 bilhões em 1994 para US\$34 bilhões em 1998 (ou de 0,3% do PIB em 1994 para 4,4% do PIB em 1998), caindo para aproximadamente US\$25 bilhões em 1999, 2000 e 2001, ou 4% do PIB (Ver Tabela 1). Contribuiu fundamentalmente para isso a reversão, a partir de 1995, do histórico superávit da balança comercial brasileira (com exceção dos anos dos choques do petróleo quando ocorreram

déficits). O superávit comercial brasileiro que se mantinha ao redor dos US\$12 bilhões desde a metade da década de 80 imediatamente após a adoção do Real se transformou em um déficit de US\$3 bilhões. Toda esta reversão no resultado da balança comercial brasileira neste momento foi conseqüência basicamente de um aumento substancial das importações de bens já que as exportações conseguiram resistir a este choque graças ao bom desempenho da economia mundial. Somando-se a isso a piora no resultado da balança de serviços (com destaque para as viagens internacionais) é possível explicar a queda brusca observada na conta corrente brasileira após 1994.

Todo este desequilíbrio, entretanto foi possível graças aos enormes fluxos de investimento direto e em carteira. Os investimentos diretos impulsionados principalmente pelas privatizações realizadas no primeiro governo FHC e os investimentos em carteira, estimulados pelas altas taxas de juros nominais e câmbio “fixo” que o país sustentou ao longo destes anos de enormes déficits, que garantia a rentabilidade em dólar dos investimentos estrangeiros em carteira.

A manutenção deste cenário de inflação controlada, câmbio valorizado e crescimento moderado dependia então fundamentalmente do afluxo de capitais estrangeiros. Seu constante aporte afastava a necessidade de financiamento do balanço de pagamentos via redução das reservas que, por sua vez, eram cruciais para que os agentes econômicos não desconfiassem da capacidade de pagamento do país e não ocorresse uma fuga em massa dos recursos estrangeiros no país que poderia ser fatal para a moeda nacional.

Até o início de 1999, o Banco Central ainda foi capaz de manter em curso sua política de tentar recuperar gradativamente a competitividade dos produtos brasileiros no exterior através das mini-desvalorizações controladas (regime de bandas cambiais) do Real. Com isso, o BC esperava melhorar paulatinamente o desempenho da balança comercial brasileira e reduzir a dependência do país da entrada regular de capitais para financiar seu enorme déficit em transações correntes, sob a idéia de que ao longo do período de transição o fluxo de capitais estrangeiros seria capaz de financiar o déficit.

Contudo, este frágil equilíbrio da economia brasileira começou a dar sinais de não ser sustentável a partir da crise asiática em 1997. Com a crise, a fuga de capitais do país gerou o primeiro abalo à economia do país que perdeu enorme quantidade de reservas (US\$9,14 bilhões) e elevou suas taxas de juros em 25 pontos percentuais no último trimestre do ano

suscitando dúvidas quanto à capacidade do país de defender a cotação do Real frente ao dólar e ainda assim honrar seus compromissos no exterior ao mesmo tempo em que os juros altos suscitavam dúvidas quanto ao pagamento dos juros da dívida.

A crise da Ásia foi emblemática para o país, não só por suas conseqüências palpáveis (a fuga de capitais que o país enfrentou) mas também porque o que lá ocorreu era exatamente o processo de crise monetária que representava a maior ameaça à estabilidade do sistema brasileiro na época. E o que se revelou do martírio dos “Tigres” foi preocupante e assustador para os responsáveis pela política monetária no Brasil: ao contrário do que previa a teoria macroeconômica, a desvalorização das moedas asiáticas não foi suficiente para restaurar o equilíbrio das economias asiáticas e o que se seguiu a ela foi uma grave recessão em quase todos os países atingidos pela crise.¹

O golpe fatal veio com a crise Russa em agosto de 1998, quando a deterioração drástica das expectativas em relação a sustentabilidade do regime levou à forte reversão dos fluxos de capitais externos precipitando a necessidade de ajuste das contas externas do país e impondo a adoção do regime de câmbio flutuante. Desta vez, o país se viu obrigado a elevar a taxa básica de juros da economia brasileira, Selic, em 22 pontos percentuais e sofreu a perda de US\$23 bilhões em reservas internacionais no último semestre de 1998.

Tabela 1 - Contas Externas

Ano	Balança Comercial (US\$ milhões)	Balança Comercial (% PIB)	Saldo em Transações Correntes (US\$ milhões)	Transações Correntes (% PIB)
1990	10.752,4	2,3%	-3.783,7	-0,8%
1991	10.580,0	2,6%	-1.407,5	-0,3%
1992	15.238,9	3,9%	6.108,8	1,6%
1993	13.298,8	3,1%	-675,9	-0,2%
1994	10.466,5	1,9%	-1.811,2	-0,3%
1995	-3.465,6	-0,5%	-18.383,7	-2,6%
1996	-5.599,0	-0,7%	-23.502,1	-3,0%
1997	-6.752,9	-0,8%	-30.452,3	-3,8%
1998	-6.574,5	-0,8%	-33.415,9	-4,2%
1999	-1.198,9	-0,2%	-25.334,8	-4,7%
2000	-697,7	-0,1%	-24.224,5	-4,0%
2001	2.650,5	0,5%	-23.213,1	-4,5%
2002	13.121,3	2,8%	-7.757,3	-1,7%
2003	24.801,4	5,0%	4.015,8	0,8%
2004*	33.000,0	6,4%	10.200,0	2,0%

*Previsão BC-Focus

Fonte: BCB

¹ Sobre este tema, ver Krugman – “Uma nova Recessão?” – 1999.

2.2 – Desvalorização de 1999 - O Início da Virada

Em 1999, após o choque da crise Russa e a fuga em massa de capitais especulativos (investimentos estrangeiros em carteira), o Banco Central não teve mais como defender a cotação da moeda brasileira e o país foi forçado a permitir a flutuação do Real e sua conseqüente desvalorização. A desvalorização real enorme que se seguiu da moeda brasileira deu início ao ajuste do déficit em transações correntes ao reduzido volume de recursos que o país tinha acesso no exterior neste novo ambiente de liquidez externa bastante reduzida.

Sob o novo regime cambial, o equilíbrio das contas externas está garantido fundamentalmente pela flutuação da taxa de câmbio a fim de equilibrar oferta e demanda de dólares. Contudo, a excessiva volatilidade do mercado de câmbio no Brasil e a magnitude das desvalorizações que possam ocorrer no constante ajuste do câmbio real sob o novo regime trouxeram novos problemas: o risco de aceleração inflacionária e reindexação da economia, o risco do crescimento descontrolado da dívida pública indexada ao dólar e da dívida externa e os efeitos negativos e dificuldades financeiras que podem incidir sobre bancos e empresas brasileiras que possuem dívidas em moeda estrangeira com as eventuais desvalorizações cambiais.

Com o câmbio flutuando e sua cotação nominal subindo a fim de equilibrar a demanda e a oferta de dólares no país, o saldo da balança comercial melhorou bastante, saindo de um déficit de US\$6,6 bilhões em 1998 para US\$1,2 bilhões em 1999. Assim, já no ano de 1999, o déficit em transações correntes ficou em US\$25 bilhões, ou seja, aproximadamente 27% menor do que em 1998. Contudo, sustentado ainda em grande parte pelo enorme aporte de investimentos estrangeiros diretos no país que se mantiveram em torno de US\$30 bilhões entre 1999 e 2001, o déficit em conta corrente brasileiro não mais recuou e se manteve estável no nível de 1999, com a balança comercial melhorando seu resultado a cada ano mas mantendo-se ainda deficitária até 2001, mesmo com os fluxos de investimento de curto prazo se revertendo sensivelmente. A entrada de investimentos estrangeiros em carteira (não mais protegidos do risco cambial com o novo regime) caiu significativamente no período, passando de US\$18 bilhões em 1998 para quase US\$4 bilhões em 1999, US\$7 bilhões em 2000 e US\$77 milhões em 2001.

Esta situação se manteve até o último trimestre de 2001, quando os atentados de 11 de setembro abalariam a conjuntura internacional e a confiança dos investidores mundiais e trariam ao mundo uma nova onda de restrição de liquidez nos mercados financeiros internacionais. Acrescentando-se a isso a desaceleração da economia americana e a crise energética pela qual o país passou em 2001, compomos os cenários interno e externo que impuseram à economia brasileira a necessidade de que o ajuste das contas externas brasileiras que começou a ser feito em 1999 com a adoção do câmbio flutuante fosse, agora, completado. Este processo começou no fim de 2001, mas foi em 2002 que o balanço de pagamentos brasileiro mudou sensivelmente sua composição, como discutiremos a seguir.

2.3 – O Ajuste de 2002

Os atentados de 11 de setembro foram decisivos para o ajuste das contas externas brasileiras. Desde 1999, quando houve a primeira correção da taxa de câmbio real (R\$/US\$) e o déficit em conta corrente brasileiro reduziu-se sensivelmente (aproximadamente 27%), o balanço de pagamentos não sofreu grandes alterações. Observamos uma ligeira queda no déficit em 2000 e 2001, porém, a manutenção dos investimentos estrangeiros diretos em níveis elevados neste período garantiu a sustentabilidade das contas externas do país sem a necessidade de um ajuste mais profundo e da redução mais acentuada do déficit, mesmo com a reversão dos fluxos de investimentos de curto prazo. Passamos então, claramente, de um patamar de equilíbrio para outro com a desvalorização real ocorrida em 1999, contudo, o déficit no novo patamar de equilíbrio permaneceu bastante alto.

Em 2001, a situação começaria a mudar. Primeiramente, a crise energética e o conseqüente racionamento de energia imposto ao país suscitaram expectativas de baixo crescimento ou até mesmo recessão para a economia brasileira no ano. Quando, somando-se a isso, os atentados terroristas nos Estados Unidos provocaram uma crise global de confiança em um ano que a economia americana já vinha perdendo fôlego, a aversão ao risco dos investidores internacionais elevou-se radicalmente e, mais uma vez a repatriação de capitais foi imediata. Com isso, houve uma retração significativa dos investimentos em carteira que passaram de US\$6,96 bilhões em 2000 para US\$77 milhões em 2001, como citamos

anteriormente (Ver Tabela 2). Contudo, como o choque ocorreu no fim do ano e seus efeitos se mostrariam duradouros, a nova conjuntura internacional que se desenhou a partir de então foi que determinou que o ajuste que ocorreria para valer no ano seguinte.

Ao longo do ano de 2002, o crédito estrangeiro ao país foi extremamente reduzido e o comércio internacional bastante dificultado pelas ameaças de guerra no Oriente Médio em represália aos atentados de 11/09, pelas barreiras tarifárias e não tarifárias impostas aos produtos brasileiros no exterior e pela desaceleração da economia americana, destino de aproximadamente 40% das exportações brasileiras. Contudo, o fator que determinou a alteração radical nas contas externas brasileiras e que discutiremos a seguir foi, seguramente a incapacidade do país de captar recursos no exterior ao longo do ano, tanto por parte do setor público quanto por parte do setor privado.

Com a escalada do dólar, o ajuste se aprofundou baseado fundamentalmente na melhora da balança comercial que apresentou superávits o ano todo mas superávits especialmente significativos no segundo semestre. Da reversão total de aproximadamente US\$15 bilhões do saldo em transações correntes de 2002 em comparação com 2001, US\$10,5 bilhões advém da melhora no saldo da balança comercial. Além disso, vale a pena ressaltar o papel importante desempenhado pela melhora nas contas de serviços não relacionados a fatores de produção neste processo. Com a melhoria expressiva no saldo da conta de viagens internacionais (cujo déficit era de mais de US\$4 bilhões em 1996-98 e reduziu-se para US\$1,5 bilhões em 2001 e para apenas US\$400 milhões em 2002) e na importação de serviços de transporte, houve uma melhora na conta de serviços do país: passamos de um déficit de US\$27 bilhões em 2001 para US\$23 bilhões em 2002. A força motriz dos elevados superávits passou a ser as exportações, com taxa média de crescimento em relação aos mesmos meses do ano anterior de 20%. Enquanto isso, as importações permaneceram em leve queda em relação a 2001, o que fez com que os superávits da balança comercial ficassem os últimos seis meses do ano ao redor de US\$2 bilhões, o que foi um resultado excepcional e recorde histórico.

Tabela 2- Balanço de Pagamentos

Discriminação	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Balança comercial (fob)	10,466	-3,466	-5,599	-6,753	-6,575	-1,199	-698	2,642	13,126	24,801
Exportação de bens	43,545	46,506	47,747	52,994	51,140	48,011	55,086	58,223	60,361	73,084
Importação de bens	-33,079	-49,972	-53,346	-59,747	-57,714	-49,210	-55,783	-55,581	-47,235	-48,283
Serviços e rendas (líquido)	-14,692	-18,541	-20,350	-25,522	-28,299	-25,825	-25,048	-27,493	-23,273	-23,652
Serviços	-5,657	-7,483	-8,681	-10,646	-10,111	-6,977	-7,162	-7,749	-5,083	-5,100
Rendas	-9,035	-11,058	-11,668	-14,876	-18,189	-18,848	-17,886	-19,743	-18,191	-18,552
Transferências unilaterais correntes	2,414	3,622	2,446	1,823	1,458	1,689	1,521	1,638	2,390	2,867
TRANSAÇÕES CORRENTES	-1,811	-18,384	-23,502	-30,452	-33,416	-25,335	-24,225	-23,213	-7,757	4,016
CONTA CAPITAL E FINANCEIRA	8,692	29,095	33,968	25,800	29,702	17,319	19,326	27,925	12,003	5,104
Conta capital	174	352	454	393	320	338	273	-36	433	498
Conta financeira	8,518	28,744	33,514	25,408	29,381	16,981	19,053	27,961	11,570	4,606
Investimento direto	1,460	3,309	11,261	17,877	26,002	26,888	30,498	24,715	14,084	9,894
Investimento brasileiro direto	-690	-1,096	469	-1,116	-2,854	-1,690	-2,282	2,258	-2,482	-249
Investimento estrangeiro direto	2,150	4,405	10,792	18,993	28,856	28,578	32,779	22,457	16,566	10,144
Investimentos em carteira	50,642	9,217	21,619	12,616	18,125	3,802	6,955	77	-5,119	5,308
Investimento brasileiro em carteira	-3,405	-1,155	-403	1,708	-457	259	-1,696	-795	-321	179
Investimento estrangeiro em carteira	54,047	10,372	22,022	10,908	18,582	3,542	8,651	872	-4,797	5,129
Derivativos	-27	17	-38	-253	-460	-88	-197	-471	-356	-151
Outros investimentos	-43,557	16,200	673	-4,833	-14,285	-13,620	-18,202	3,640	2,961	-10,445
ERROS E OMISSÕES	334	2,207	-1,800	-3,255	-4,256	194	2,637	-1,405	-3,944	-624
RESULTADO DO BALANÇO	7,215	12,919	8,666	-7,907	-7,970	-7,822	-2,262	3,307	302	8,496

Fonte: BCB

2.4 - O crescimento do Comércio Exterior em 2003 e 2004

Os anos que se seguiram ao ajuste das contas externas brasileiras ocorrido em 2002 foram marcados pela expansão consistente das exportações brasileiras. Impulsionadas por um câmbio real mais favorável, por um mercado interno pouco aquecido e pela gradual recuperação da economia mundial após os anos conturbados de 2000 a 2002, as exportações brasileiras seguiram batendo recordes históricos desde o início de 2003 até o final de 2004 em uma frequência quase mensal.

As nossas exportações saltaram de US\$48 bilhões em 1999 para US\$73 bilhões em 2003 e com grandes chances de superar os US\$80 bilhões em 2004. As importações, por sua vez, se estagnaram (conforme esperávamos que ocorresse em consequência da desvalorização do câmbio real) mantendo-se entretanto, em níveis elevados. Após atingirem seu recorde histórico em 1997, atingindo US\$59 bilhões, somaram apenas US\$48 bilhões em 2003, contribuindo assim para que o saldo comercial brasileiro melhorasse sensivelmente após o

ajuste das contas externas. Nosso saldo comercial que era próximo de US\$2 bilhões em 2001 atingiu US\$24 bilhões em 2003 podendo chegar a mais de US\$33 bilhões em 2004, de acordo com os mais otimistas.

A grande questão que nos propomos a estudar a respeito de toda esta dinâmica das contas externas do país que acabamos de descrever é: qual o papel da taxa de câmbio em todo este processo? O equilíbrio das contas externas do país depende apenas do desempenho da economia mundial ou nossa taxa de câmbio tem uma influência significativa em todo este processo?

A mudança nas relações comerciais do Brasil com o resto do mundo após a desvalorização de 2002 é evidente. O volume de comércio internacional do país chegou a seus níveis mais elevados em 2004 e a reversão do saldo comercial brasileiro após os anos deficitários associados a sobrevalorização do Real trouxe alívio à economia do país, pelo menos nos problemas referentes ao balanço de pagamentos brasileiro, que atormentaram o país pelos anos recentes.

Certamente é verdade que toda esta melhora é consequência não apenas da desvalorização cambial, mas também de outros fatores, principalmente aqueles ligados ao desempenho da economia mundial e também ao desempenho da economia do Brasil. Contudo, mesmo na literatura há quem questione a existência de relação entre o câmbio real e o comércio exterior dos países (Rose 1990). Tentaremos então, primeiramente, testar a existência de relação entre o câmbio real e a balança comercial brasileira e estudar com mais cuidado este processo.

3 – Balança Comercial e Taxa de Câmbio

3.1 – Introdução ao debate:

Desde a implementação do plano Real com a sua âncora cambial e principalmente após a crise cambial de 1999, a política cambial tem sido tema de muitos debates econômicos no país. O debate se iniciou focado principalmente nas vantagens e desvantagens de se manter o câmbio fixo ou permitir sua livre flutuação. Os argumentos clássicos em favor do câmbio fixo eram basicamente dois: (1) o câmbio fixo reduz a volatilidade sobre as transações comerciais e financeiras do país com o exterior e (2) contribui para uma redução da volatilidade na economia do país como um todo, não alimentando a inflação e contribuindo para melhorar a atratividade de investimentos estrangeiros no país (uma vez que as taxas de câmbio são especialmente voláteis em países em desenvolvimento como o Brasil).

Por sua vez, aqueles que defendem o câmbio flutuante argumentam que (1) o câmbio fixo não é capaz de eliminar efetivamente o risco cambial, já que está sempre exposto à ataques especulativos e (2) a flutuação do câmbio permite o constante movimento das cotações de modo à manter a economia sempre em equilíbrio (pelo menos no que se refere ao equilíbrio das contas externas do país).

Com a crise da Ásia, e posteriormente da Rússia, o debate em torno da necessidade de se realizar uma desvalorização no Brasil se acirrou e também consolidou-se a idéia de que havia chegado a hora de o país permitir a desvalorização da moeda nacional e migrar do sistema de câmbio fixo para o sistema de taxas de câmbio flutuantes. Contudo, a crise financeira mundial decorrente dos problemas na economia russa impediu que o ajuste fosse feito de maneira gradual e controlada pela autoridade monetária brasileira. O país não pôde suportar o ataque às suas reservas internacionais e foi induzido à maxi-desvalorização forçada e descontrolada de janeiro de 1999, que impôs o fim (para alguns como Barry Eichengreen, definitivo) do ciclo do cambio fixo ao Brasil.

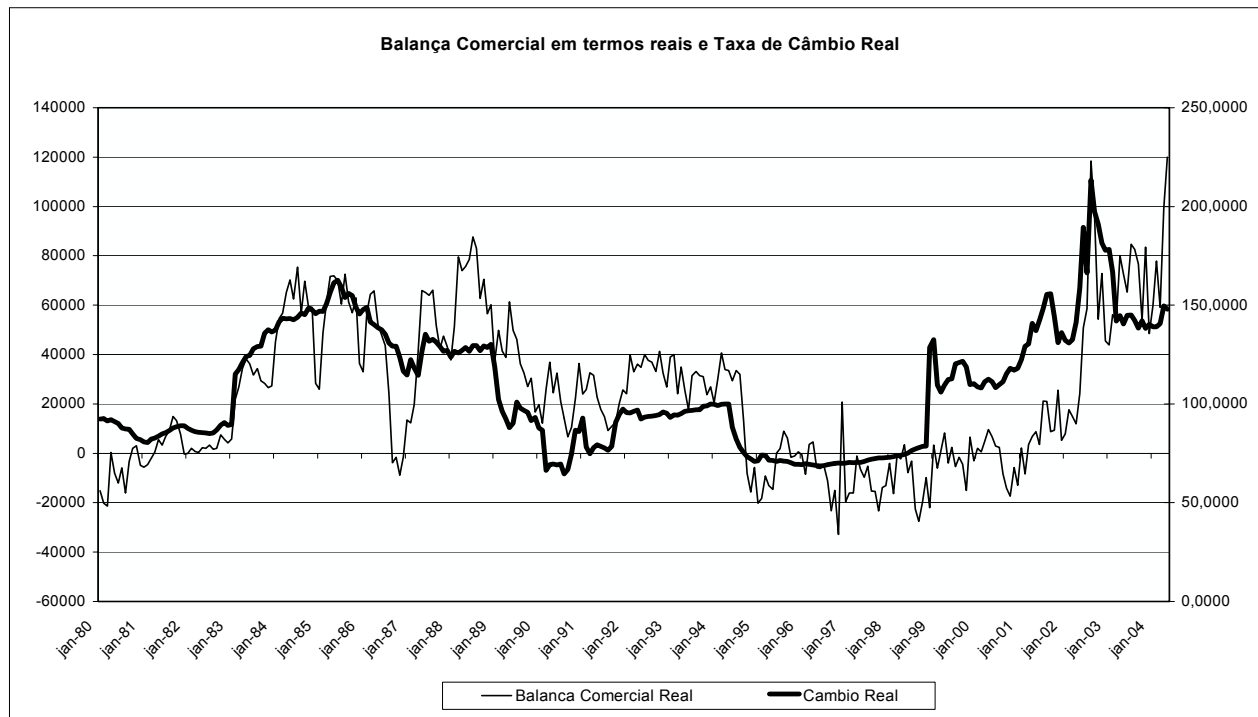
À partir de então, as atenções de alguns economistas se voltaram para as conseqüências que a maxi-desvalorização teria nas contas externas do país, profundamente deficitárias após quatro anos de câmbio fixo e sobrevalorizado. A expectativa de reversão dos enormes déficits

nas contas externas que o país apresentava era enorme, mas surpreendentemente, entretanto, as contas externas brasileiras pareciam não reagir na proporção que a maior desvalorização real por que o país havia passado até ali nos fazia esperar. Ao final do ano de 1999, o déficit comercial caiu de US\$6,6 bilhões para US\$1,5 bilhões, contudo, nosso déficit em conta corrente permanecerá na casa dos 4,6% do PIB (graças à redução do PIB em dólares pela depreciação da moeda nacional) e houve queda nas exportações em relação ao ano anterior. Nos anos de 2000 e 2001, as exportações iniciaram um processo de recuperação sim, mas em ritmo lento e acompanhadas de um crescimento também das importações, o que impedia melhoras significativas na balança comercial brasileira. Apesar do nosso déficit comercial ter se reduzido lentamente a cada ano após a desvalorização de 1999 se transformando em pequeno superávit já em 2001, a mudança substancial no panorama das contas externas brasileiras só viria mesmo à partir do segundo semestre de 2002, como descrevemos acima. A forte recuperação de 2002 finalmente trouxe o tão esperado alívio para as contas externas do país e trouxe também questões muito relevantes para a economia do país, acerca da complexa relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial.

A interpretação dos números da balança comercial brasileira pode suscitar discórdias. Assim como considere que a mudança na balança comercial brasileira pós 1999 foi pequena, outros poderiam argumentar que uma redução do déficit de US\$7 bilhões no ano não pode ser assim conceituada. Contudo, a observação do gráfico abaixo, que expõe a balança comercial em termos reais e o câmbio real, ilustra bem o fato de que a reação da balança comercial brasileira à desvalorização de 1999 realmente se concretizou somente após a desvalorização de 2002.

A existência de “lags”, ou seja, de um intervalo de tempo entre a variação do câmbio e a percepção de seus efeitos nas exportações e importações de um país é bastante aceita pela literatura, entretanto, a razão pela qual estes “lags” foram tão longos após a desvalorização de 1999 e tão curtos em 2002 é um tema de grande importância e intensos debates. Nos nossos testes, trataremos de testar a existência de correlação entre o câmbio real e a balança comercial (uma vez que de 1999 até 2002, esta relação pareceu não existir como mostra o gráfico que segue) e também estudar de alguma maneira a natureza deste gap que se abriu na relação do câmbio real com a balança comercial entre janeiro de 1999 e setembro de 2002.

Gráfico 1 - Balança Comercial em Termos Reais e Taxa de Câmbio Real



3.2 – Testando a existência da relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial no Brasil

a) Metodologia:

Para testar a existência da relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial no Brasil, seguirei a metodologia utilizada no artigo “Exchange rates and trade balance” de Andrew Rose. Neste artigo, Rose faz um estudo de dados em painel para trinta e um países em desenvolvimento e conclui que a hipótese de que a taxa de câmbio real não tem efeitos (contemporâneos ou defasados) na balança comercial real não pode ser rejeitada a 5% de significância para vinte e oito destes países. Ou seja, para Rose “há pouca evidência contra a hipótese de que a taxa de câmbio corrente ou defasada não tem impacto na balança comercial”.

Rose utiliza como base teórica para suas estimações o “modelo de comércio internacional de substitutos imperfeitos de Bickerdicke, Robinson e Metzler” (Rose 1990). Considera um país que produz apenas bens exportáveis, mas consome tanto os bens que produz (exportáveis), mas também os importados. O preço dos exportáveis em moeda doméstica é P . O preço dos importados em moeda doméstica é eP^* , onde e é a taxa de câmbio nominal e P^* é o preço do bem importado em moeda estrangeira. Logo, a taxa de câmbio real é dada por:

$$q = eP^*/P.$$

As curvas de demanda marshallianas por bens importados e pelos bens exportáveis são determinadas como função dos câmbio real e das rendas doméstica e estrangeira:

$$X = X(q, Y^*) \quad M = M(q, Y)$$

A balança comercial real², medida em unidades de bens domésticos (exportáveis), é dada pela diferença entre exportações em termos reais e importações (em termos de bens domésticos):

$$BC = X(q, Y^*) - M(q, Y) \quad \text{ou} \quad BC = BC(q, Y, Y^*) \quad (1)$$

Partindo deste modelo, Rose está interessado então em estimar o impacto da taxa de câmbio real na balança comercial real, ou seja, $\partial BC / \partial q$ a fim de testar a sua significância estatística.

A especificação de um modelo para a balança comercial como função do câmbio real, da renda doméstica e da renda estrangeira precisa considerar dois problemas econométricos sérios. Primeiro, a literatura econômica sobre fluxo de comércio internacional tem inúmeros estudos publicados que descrevem as respostas lentas dos fluxos comerciais às mudanças nos preços relativos. Para lidar com este problema, Rose inclui um ano de defasagem para a renda doméstica e para a renda estrangeira, e também dois anos de defasagens da taxa de câmbio

² Para chegarmos ao que estamos chamando de Balança comercial em termos reais, multiplicamos o saldo comercial em dólares americanos pela taxa de câmbio nominal e dividimos pelo índice de inflação.

real. Faremos o mesmo ao trabalhar com dados anuais, mas ao trabalharmos com as séries trimestrais, utilizaremos apenas dois trimestres de defasagem para o câmbio real e um para as variáveis de renda, pois o excesso de variáveis traz excesso de variância aos nossos estimadores por não contarmos com uma amostra muito grande.

A segunda importante consideração que devemos fazer ao estimar este modelo diz respeito à presença de raiz unitária nas séries utilizadas. Assim como no trabalho de Rose, ocorre neste estudo que não podemos rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária em nenhuma das séries que utilizamos. Ou seja, as variáveis são individualmente integradas de primeira ordem. Portanto, nosso modelo econométrico conterá as séries em primeira diferença (que são estacionárias) e também o resíduo da regressão de cointegração (regressão da balança comercial – **BC** – em **q**, **Y** e **Y***) caso consigamos estimá-la, seguindo a metodologia utilizada por Rose.

Assim, estaremos utilizando um modelo de correção de erros e a equação que usaremos para testar a existência de relação entre a balança comercial em termos reais e a taxa de câmbio real então será a seguinte:

$$\Delta BC_t = \alpha + \sum_{i=0}^2 \beta_i \Delta q_{t-i} + \sum_{j=0}^1 \lambda_j \Delta \log(Y_{t-j}) + \sum_{k=0}^1 \gamma_k \Delta \log(Y^*_{t-k}) + \delta \tau_{t-1} + \mu_t$$

onde τ é o resíduo da equação de cointegração e μ o distúrbio estocástico. As variáveis de renda foram transformadas em logaritmo³.

b) Estimação e Resultados:

Antes de apresentar os resultados das estimações, ressaltarei algumas pequenas mas relevantes diferenças entre o que Rose fez e o que fizemos. Primeiro, Rose trabalha com dados anuais e trimestrais de 1970 até 1988 e utilizamos neste trabalho dados anuais 1960 a 2003 (44 observações) e dados trimestrais de 1980 a 2004 (97 observações). Além disso, para dar mais consistência aos nossos resultados, repetiremos o exercício três vezes, utilizando, em cada

³ Além de seguir o mesmo procedimento de Rose, a transformação logarítmica das variáveis de renda melhora as estimações realizadas.

uma delas um índice de inflação doméstica diferente para chegar ao câmbio real e à balança comercial em termos reais, a saber, o IGP-DI, o IPCA e o IPA-DI. Chamaremos o modelo que utiliza o IGP-DI como índice de inflação doméstico de modelo A, o que utiliza o IPA-DI de modelo B e o que utiliza o IPCA de modelo C.

- Dados Anuais:

As estimações realizadas com dados anuais apresentaram os melhores resultados. As regressões de cointegração dos modelos A e B apresentaram resíduos estacionários e nosso mecanismo de correção de erros pôde então ser estimado apropriadamente. A hipótese de que a taxa de câmbio real não tem efeito na balança comercial em termos reais foi testada da seguinte maneira: testamos a hipótese de que todos os coeficientes da variável câmbio real (q) corrente e defasada presentes na equação (em primeira diferença) não são estatisticamente significantes. Para isso, realizamos um teste F com a hipótese nula de que todos os coeficientes em questão são iguais a zero, ou seja, $\beta_0=\beta_1=\beta_2=0$.

Com os resultados obtidos nestes testes, podemos rejeitar a hipótese de que o câmbio real não tem efeito no resultado da balança comercial em termos reais com bastante segurança observando as estimações feitas com o IPA e com o IGP (ver Tabela 3).

Tabela 3 - Resultados dos Testes com Dados Anuais

	Modelo A (IGP-DI)	Modelo B (IPA-DI)
P-Valor do Teste F	1,36%	0,69%

Nas estimações feitas com dados anuais aqui apresentadas, não foi possível utilizarmos o IPCA como índice de inflação doméstico. Como o IPCA “nasceu” em 1980, a série de dados anual do IPCA possui apenas 23 observações. Com isso, nosso modelo seria estimado com apenas 21 observações (já que utilizamos duas defasagens do câmbio real), o que é muito pouco para estimarmos uma relação de cointegração entre estas variáveis. Assim, no caso do

modelo C, não pudemos rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária nos resíduos da regressão de cointegração e conseqüentemente a estimação do nosso mecanismo de correção de erros ficou impossibilitada. Os estimadores de mínimos quadrados ordinários do modelo C não seriam consistentes e a validade dos testes realizados seria altamente questionável.

- Dados Trimestrais:

As estimações⁴ com dados trimestrais apresentaram alguns problemas. Mesmo com um maior número de observações, a excessiva volatilidade dos dados em frequência trimestral dificultou a obtenção de estimações mais precisas.

O primeiro problema com que nos deparamos ao trabalhar com os dados trimestrais foi a dificuldade de estimarmos a regressão de cointegração das variáveis do modelo. Como os resíduos das regressões de cointegração dos três modelos apresentavam alta indicação de não estacionariedade, acrescentamos ao modelo uma variável que melhorou bastante os nossos resultados: a série do índice dos termos de troca de frequência trimestral publicada pela Funcex.

A inclusão dos termos de troca no nosso modelo (em nível na equação de cointegração e em primeira diferença na equação de correção de erros dos modelos) melhorou significativamente os nossos resultados. Os resíduos das regressões de cointegração dos três modelos se mostraram estacionários e pudemos então prosseguir com a estimação da equação de correção de erros. Não incluímos lags da variável termos de troca na equação de correção de erros para não elevarmos a variância dos nossos estimadores já que testes revelaram os lags desta variável não significativos.

Logo, ao trabalhar com os dados anuais, nossa regressão de cointegração será a regressão em nível da balança comercial – **BC** – em **q**, **Y**, **Y*** e **T**, sendo T a série de termos de troca. Nosso modelo de correção de erros será então:

$$\Delta BC_t = \alpha + \sum_{i=0}^2 \beta_i \Delta q_{t-i} + \sum_{j=0}^1 \lambda_j \Delta \log(Y_{t-j}) + \sum_{k=0}^1 \gamma_k \Delta \log(Y^*_{t-k}) + \delta \tau_{t-1} + \theta \Delta T + \mu_t$$

⁴ As equações estimadas e os testes realizados estão no apêndice do trabalho.

onde τ é o resíduo da regressão de cointegração, ΔT é a primeira diferença da série dos termos de troca e μ é o distúrbio estocástico.

Os resultados dos testes realizados nos dados anuais, não nos permitem rejeitar a hipótese de que o câmbio real não tem efeito na balança comercial com a mesma confiança que o fazemos ao observar os resultados dos testes feitos com os dados anuais. Apenas o p-valor do teste realizado no modelo C nos levaria a rejeitar esta hipótese ao nível de confiança de 5%. Contudo, o fato dos p-valores apresentados nos testes feitos nos modelos A e B serem baixos (ver Tabela 4) não nos permite tampouco concluir com confiança que a hipótese nula é verdadeira. Ou seja, dados os resultados dos testes nos dados anuais, apesar da evidência mais forte a favor da rejeição da hipótese nula, não poderíamos concluir com segurança se o câmbio real afeta ou não a balança comercial em termos reais.

Tabela 4 - Resultados dos Testes com Dados Trimestrais

	Modelo A (IGP-DI)	Modelo B (IPA-DI)	Modelo B (IPCA)
P-Valor do Teste F	10,69%	6,19%	0,48%

3.3 – Um exercício complementar – Testes sobre o período 1999 – 2002

O descolamento do câmbio real da balança comercial em termos reais de 1999 a 2002 (evidenciado no gráfico 1) e os resultados obtidos nos testes acerca da existência de relação entre o câmbio e a balança nos dão uma indicação bastante forte de que podemos interpretar este fato, possivelmente como um período de tempo no qual esta relação não se comportou como vinha acontecendo. Ou seja, levanto aqui a hipótese de que entre a desvalorização de 1999 e setembro de 2002, a relação do câmbio real com a balança em termos reais foi inibida por fatores exógenos que agiram na balança comercial brasileira neste período.

A fim de testar esta hipótese farei primeiramente um teste básico nos dados trimestrais. Incluirei na equação de cointegração dos modelos A, B, e C uma variável binária (dummy)

abrindo o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1999 e o terceiro trimestre de 2002. A inclusão de uma dummy em uma equação de cointegração naturalmente reduz drasticamente os resíduos da regressão original no período coberto pela dummy e a hipótese de não estacionariedade dos resíduos das regressões de cointegração tende a ser rejeitada com maior segurança. Ou seja, a inclusão da dummy contribui bastante para a redução dos resíduos e para que estes se tornem estacionários, o que observamos claramente em nossos dados. Logo, prosseguimos para a estimação dos modelos de correção de erros, mas agora utilizando os resíduos da equação de cointegração que inclui a dummy.

Estimamos mais uma vez os três modelos e realizamos nos coeficientes do câmbio real na equação de correção de erros o mesmo teste F realizado anteriormente e os resultados foram estes observados na tabela abaixo:

Tabela 5- Resultados dos Testes com Dados Trimestrais Utilizando a Dummy

	Modelo A (IGP-DI)	Modelo B (IPA-DI)	Modelo B (IPCA)
P-Valor do Teste F	2.04%	2.05%	0.05%

Os P-Valores consideravelmente menores do que aqueles que tínhamos sem a dummy corroboram a nossa suposição. A inclusão da dummy torna a hipótese de que o câmbio real não afeta a balança comercial em termos reais fortemente rejeitável, com resultados melhores do que os obtidos nos testes em a utilização da dummy. Este resultados não nos permitem afirmar que a relação que testamos não simplesmente não existiu entre 1999 e 2002, , mas é um indicio forte de que neste período houve uma dinâmica entre estas duas variáveis bem diferente da que ocorre fora do período em questão, onde a relação da balança com o nível do câmbio real foi momentaneamente inibida. Infelizmente, ainda teremos que esperar alguns anos para podermos realizar estudos mais precisos à respeito da relação câmbio-balança dentro deste novo paradigma cambial brasileiro, para podermos afirmar com maior segurança se o período de 1999 a 2002 foi um período atípico ou se após a desvalorização, a relação entre o câmbio e a balança se tornou mais tênue.

3.4 – O que ocorreu então de 1999 a 2002?

De acordo com as conclusões que tiramos das nossas estimações, a desvalorização do câmbio real em 1999 não foi capaz de impulsionar a nossa balança comercial em termos reais como deveria e então, até o último trimestre de 2002 o reestabelecimento da relação câmbio-balança não ocorreria. A que podemos atribuir este fenômeno?

Primeiramente, podemos citar a piora nos termos de troca justamente no início do ano de 1999 como uma razão fundamental pela qual a desvalorização não significou imediata expansão do volume de recursos oriundos das nossas exportações. A queda dos preços dos produtos básicos e das commodities no mercado internacional já vinha ocorrendo desde 1998, mas em 1999 seus preços caíram respectivamente 17% e 19%, conforme mostram as séries de preços de exportações da Funcex. Naturalmente, esta queda representou uma significativa redução dos recursos obtidos pelo país com as suas exportações. Vale lembrar que apenas as commodities respondiam à época por cerca de dois terços das exportações nacionais.

Não podemos nos esquecer também que “em todas as experiências passadas de desvalorização cambial a reação das exportações ao câmbio não foi imediata” (Schwartzmann 1999) no Brasil. Ou seja, a demora das exportações em reagirem à desvalorização é um acontecimento esperado haja visto o que já se pesquisou e se observou na prática sobre isso. Logo, o fato da resposta das nossas exportações à desvalorização ter sido lento é algo que poderíamos prever e devemos aceitar como natural.

Devemos citar também que os primeiros anos do século foram anos em que a economia mundial apresentou problemas, principalmente a economia dos Estados Unidos, o que é um fator importantíssimo para justificar o baixo crescimento das nossas exportações neste período.

Há quem acrescente entre os fatores que explicam a relutância das exportações brasileiras em crescer após a desvalorização de 1999 problemas observados nas operações de financiamento de exportações denominadas de ACC decorrentes da desvalorização. Segundo Gustavo Franco, por exemplo, o novo regime cambial com taxas mais voláteis e a queda das taxas de juros internas ao longo do ano elevaram o risco das ACC's prejudicando o financiamento das nossas exportações.

Contudo, não podemos menosprezar o impacto que a crise de 1999 teve na vida dos agentes econômicos que protagonizam as relações comerciais entre o Brasil e o exterior. Este é um momento de quebra estrutural no mercado cambial brasileiro e não apenas uma desvalorização cambial como a que ocorreu em 2002, por exemplo quando o câmbio já era livre. A passagem do câmbio fixo para o câmbio flutuante feita da forma como foi, com uma crise enorme de confiança na capacidade do país de superar a crise sem comprometer a estabilidade econômica conquistada pelo Plano Real não pode ser compreendida apenas como um ajuste de preços. Tratava-se de um momento de incertezas e volatilidade que, combinadas, certamente contribuíram para que o comércio exterior brasileiro levasse ainda algum tempo para se desenvolver e crescer dentro do novo panorama econômico que se estabelecia no Brasil com a chegada do câmbio flutuante.

A balança comercial é o resultado de milhares de relações comerciais entre agentes nacionais e estrangeiros que dependem não só do estímulo do câmbio para se desenvolverem. Em um momento conturbado como este, o risco de operações comerciais internacionais, naturalmente elevado, aumenta muito e as empresas tanto nacionais como estrangeiras relutam em assumir o risco da transação, mesmo com a atratividade do preço. E até mesmo os bancos que poderiam atuar para participar das negociações e assumir uma parte do risco destas operações não conseguem avaliar com precisão o risco e se mantêm ausentes.

Mesmo com os argumentos citados acima, explicar porque o nosso saldo comercial demorou tanto para alcançar os níveis esperados em função da desvalorização permanece sendo um desafio. Assim como nos intriga observar que após esta longa demora em reagir à desvalorização de 1999, nossas exportações tenham tido uma reação tão imediata à desvalorização de 2002.

Talvez a única hipótese que possa justificar toda a demora da nossa balança comercial em se recuperar após a desvalorização de 1999 seja a de que mesmo a desvalorização de quase 40% do nosso câmbio real não foi suficiente para recuperar a atratividade das nossos produtos exportáveis no mercado internacional, dada a sua baixa competitividade (no caso dos produtos manufaturados). Então, somente em 2002, a desvalorização foi suficiente para ativar a recuperação definitiva das nossas exportações.

4 – Conclusão:

Nosso estudo acerca da relação da taxa de câmbio com a balança comercial nos propiciou algumas conclusões interessantes. Começamos pela questão fundamental da existência ou não da relação do câmbio com a balança comercial. Os resultados que obtivemos ao longo do nosso trabalho nos levam a acreditar que a balança comercial possui uma forte ligação com o nível da taxa de câmbio real. Evidentemente, como não se trata de uma relação matemática mas sim de uma correlação entre séries econômicas, em alguns momentos o comportamento das séries diverge, mas na maioria absoluta do tempo as séries caminham juntas e a evidência estatística da existência desta relação é muito forte.

O fato de os resultados com as séries anuais terem se mostrado mais fortes do que aqueles observados nas estimações com dados trimestrais sugere também que a relação entre o câmbio e a balança é mais forte no longo do que no curto prazo. Ou seja, o comportamento da balança comercial em um período de um ano está fortemente ligado ao que ocorreu com o câmbio real neste ano. Entretanto, o papel da taxa de câmbio real vigente em um trimestre na determinação do resultado da balança comercial neste trimestre é aparentemente menor. Muitos fatores poderiam justificar este fato como a sazonalidade da balança comercial em trimestres, a maior volatilidade das séries trimestrais e os lags presentes na relação câmbio balança que poderiam dificultar a captação do verdadeiro efeito acumulado do câmbio na balança. Mas apesar de considerar que a relação do câmbio com a balança mais fraca no curto prazo, acreditamos fortemente na sua existência tanto no curto quanto no longo prazo.

.Os resultados que supostamente indicariam que a taxa de câmbio não afeta a balança comercial alcançados por Andrew Rose no artigo citado anteriormente, provavelmente carecem de robustez econométrica. Rose realiza seus testes com uma amostra com apenas 18 observações o que nos leva a crer que dificilmente Rose obteve uma regressão de cointegração com resíduos estacionários. Logo, os valores dos parâmetros do modelo estimados em sua pesquisa provavelmente não são consistentes e conseqüentemente seus testes sobre os coeficientes estimados têm pouco ou nenhum significado. Assim, confiamos nos nossos resultados e estamos convictos de que a relação do câmbio com a balança comercial no Brasil está estatisticamente comprovada.

No que se refere ao período de 1999 a 2002 quando a balança e o câmbio parecem se “discontectar”, acreditamos que realmente a relação entre as duas variáveis ficou inibida ou foi sobrepujada por fatores exógenos como a queda dos preços dos principais produtos de exportação brasileiros no mercado internacional durante este tempo. Contudo, talvez o fator mais importante na explicação deste fenômeno esteja nas conseqüências que uma quebra de regime tão forte como a que se deu em 1999 trouxeram para a economia brasileira. A recuperação da balança comercial brasileira neste momento não pode ser analisada como um simples processo de ajuste de preços e de expansão de vendas, deve ser analisada sim como um complexo processo de recuperação de linhas de comércio exterior anteriormente inexistentes ou há muito perdidas pelos exportadores nacionais em meio a um período de muita incerteza à respeito da economia nacional e adaptação à esta nova conjuntura por parte de todos os agentes envolvidos nas transações comerciais entre o país e o exterior.

O panorama do comércio exterior brasileiro que se desenha neste novo paradigma de política cambial (que vigora no país desde o início do regime de câmbio flutuante no Brasil em 1999) ainda é uma incógnita. De que modo será a relação do câmbio com a balança comercial daqui para a frente também. Por isso, apesar de confiarmos na relação do câmbio com a balança no período em que aqui estudamos, não sabemos se o que ocorreu entre 1999 e 2002 foi uma excepcionalidade ou se dentro deste novo modelo cambial adotado no Brasil a dinâmica de correlação do câmbio com a balança será muito diferente da que ocorreu até hoje.

Bibliografia

Rose, A. K., 1990, *Exchange Rates and the trade balance* – Economics Letters

Rose, A. K. and Yellen, L., 1988, *Is there a J-Curve?* – Journal of Monetary Economics

Franco, Gustavo – *O que aconteceu com as exportações?* – Oesp 5/12/1999

Franco, Gustavo – *O que aconteceu com as exportações desde então?*

Krugman, P., 1999, *Uma nova recessão?* – Ed. Campus

Eichengreen, Barry – *A Globalização do capital* – Ed. 34

Schwartzmann, A. – *O que aconteceu com Gustavo Franco em 1999?*

Apêndice A – Estimacões com dados anuais

Modelo A

Testes de coinetgração:

Null Hypothesis: RESID_IGP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.069326	0.0365
Test critical values: 1% level	-3.592462	
5% level	-2.931404	
10% level	-2.603944	

Null Hypothesis: RESID_IGP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.168699	0.0289
Test critical values: 1% level	-3.592462	
5% level	-2.931404	
10% level	-2.603944	

Modelo de correção de erros:

:Dependent Variable: D(BC_REAL_IGP)				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/04 Time: 17:10				
Sample(adjusted): 1963 2003				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19595.97	30235.00	0.648122	0.5215
D(CAMBIO_REAL_IGP)	3508.861	1050.811	3.339194	0.0021
D(CAMBIO_REAL_IGP(-1))	986.2138	1230.025	0.801783	0.4286
D(CAMBIO_REAL_IGP(-2))	-300.9724	1074.020	-0.280230	0.7811
D(LOG(PIB_BRA))	-964239.1	358886.9	-2.686749	0.0113
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-173595.4	397639.5	-0.436565	0.6654
D(LOG(PIB_G7))	3128365.	865344.3	3.615168	0.0010
D(LOG(PIB_G7(-1)))	-1900690.	913223.0	-2.081299	0.0455
RESID_IGP(-1)	-0.466683	0.142556	-3.273682	0.0026
R-squared	0.730316	Mean dependent var	10926.76	
Adjusted R-squared	0.662896	S.D. dependent var	126061.9	
S.E. of regression	73192.44	Akaike info criterion	25.43076	
Sum squared resid	1.71E+11	Schwarz criterion	25.80691	
Log likelihood	-512.3306	F-statistic	10.83220	
Durbin-Watson stat	1.797603	Prob(F-statistic)	0.000000	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IGP			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.150518	(3, 32)	0.0136
Chi-square	12.45155	3	0.0060

Modelo B

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.756899	0.0730
Test critical values:		
1% level	-3.592462	
5% level	-2.931404	
10% level	-2.603944	

Null Hypothesis: RESID_IPA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.756899	0.0730
Test critical values:		
1% level	-3.592462	
5% level	-2.931404	
10% level	-2.603944	

Modelo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IPA)				
Method: Least Squares				
Date: 11/24/04 Time: 12:26				
Sample(adjusted): 1963 2003				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20012.57	30327.30	0.659886	0.5140
D(CAMBIO_REAL_IPA)	4273.199	1162.247	3.676671	0.0009
D(CAMBIO_REAL_IPA(-1))	1756.711	1365.690	1.286318	0.2076
D(CAMBIO_REAL_IPA(-2))	233.5078	1191.449	0.195986	0.8459
D(LOG(PIB_BRA))	-928837.2	364089.0	-2.551127	0.0157
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-53555.83	406469.8	-0.131758	0.8960
D(LOG(PIB_G7))	2890069.	879733.1	3.285166	0.0025
D(LOG(PIB_G7(-1)))	-1981214.	920922.9	-2.151336	0.0391
RESID_IPA(-1)	-0.315119	0.123079	-2.560298	0.0154
R-squared	0.691198	Mean dependent var	7724.084	
Adjusted R-squared	0.613998	S.D. dependent var	119362.6	
S.E. of regression	74158.87	Akaike info criterion	25.45700	
Sum squared resid	1.76E+11	Schwarz criterion	25.83315	
Log likelihood	-512.8684	F-statistic	8.953289	
Durbin-Watson stat	1.822967	Prob(F-statistic)	0.000002	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IPA			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.839561	(3, 32)	0.0069
Chi-square	14.51868	3	0.0023

Modelo C

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPCA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.803622	0.3694
Test critical values: 1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Null Hypothesis: RESID_IPCA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.803622	0.3694
Test critical values: 1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Apêndice B – Estimacões com Dados Trimestrais

Modelo A

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IGP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.671671	0.0829
Test critical values: 1% level	-3.503049	
5% level	-2.893230	
10% level	-2.583740	

Null Hypothesis: RESID_IGP has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.235144	0.0010
Test critical values: 1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IGP)				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/04 Time: 01:19				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3657.670	6061.237	-0.603453	0.5478
D(CAMBIO_REAL_IGP)	598.5539	355.3996	1.684171	0.0959
D(CAMBIO_REAL_IGP(-1))	-69.95020	361.8160	-0.193331	0.8472
D(CAMBIO_REAL_IGP(-2))	-602.0696	354.0524	-1.700510	0.0927
D(LOG(PIB_G7))	812525.9	744029.4	1.092062	0.2779
D(LOG(PIB_G7(-1)))	428151.3	751730.2	0.569554	0.5705
D(LOG(PIB_BRA))	-181925.3	149795.4	-1.214492	0.2280
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-329038.0	148169.8	-2.220683	0.0291
D(TERMOS_DE_TROCA)	-796.8080	655.7815	-1.215051	0.2278
RESID_IGP(-1)	-0.395174	0.081094	-4.873028	0.0000
R-squared	0.378795	Mean dependent var	1419.575	
Adjusted R-squared	0.312237	S.D. dependent var	33300.94	
S.E. of regression	27616.96	Akaike info criterion	23.39054	
Sum squared resid	6.41E+10	Schwarz criterion	23.66110	
Log likelihood	-1089.355	F-statistic	5.691218	
Durbin-Watson stat	1.808561	Prob(F-statistic)	0.000004	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IGP			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.100105	(3, 84)	0.1063
Chi-square	6.300314	3	0.0979

Modelo B

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.514309	0.1153
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

Null Hypothesis: RESID_IPA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.940416	0.0026
Test critical values:		
1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IPA)				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/04 Time: 01:15				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2687.471	5951.934	-0.451529	0.6528
D(CAMBIO_REAL_IPA)	693.2734	363.2302	1.908634	0.0597
D(CAMBIO_REAL_IPA(-1))	136.1873	363.2573	0.374906	0.7087
D(CAMBIO_REAL_IPA(-2))	-647.9056	357.1680	-1.814008	0.0732
D(LOG(PIB_G7))	697739.6	728376.9	0.957938	0.3408
D(LOG(PIB_G7(-1)))	353759.7	737793.1	0.479484	0.6328
D(LOG(PIB_BRA))	-142910.9	146895.0	-0.972878	0.3334
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-332640.5	144914.8	-2.295422	0.0242
D(TERMOS_DE_TROCA)	-805.8492	647.1889	-1.245153	0.2165
RESID_IPA(-1)	-0.323068	0.075464	-4.281099	0.0000
R-squared	0.366603	Mean dependent var		1390.149
Adjusted R-squared	0.298739	S.D. dependent var		32330.50
S.E. of regression	27074.00	Akaike info criterion		23.35082
Sum squared resid	6.16E+10	Schwarz criterion		23.62139
Log likelihood	-1087.489	F-statistic		5.402021
Durbin-Watson stat	1.835338	Prob(F-statistic)		0.000008

TesteF:

Wald Test:			
Equation: MCE_IGP			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.100105	(3, 84)	0.1063
Chi-square	6.300314	3	0.0979

Modelo C

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPCA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.128929	0.2340
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

Null Hypothesis: RESID_IPCA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.700397	0.0055
Test critical values:		
1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IPCA)				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/04 Time: 01:26				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2991.413	8089.283	-0.369800	0.7125
D(CAMBIO_REAL_IPCA)	1089.601	394.2877	2.763466	0.0070
D(CAMBIO_REAL_IPCA(-1))	-224.6028	398.3657	-0.563811	0.5744
D(CAMBIO_REAL_IPCA(-2))	-808.1326	393.1336	-2.055618	0.0429
D(LOG(PIB_G7))	834208.8	996923.4	0.836783	0.4051
D(LOG(PIB_G7(-1)))	494587.0	995381.9	0.496882	0.6206
D(TERMOS_DE_TROCA)	-958.7625	865.6538	-1.107559	0.2712
D(LOG(PIB_BRA))	-224777.0	196881.3	-1.141688	0.2568
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-402931.2	195737.1	-2.058533	0.0426
RESID_IPCA(-1)	-0.357883	0.079310	-4.512442	0.0000
R-squared	0.387048	Mean dependent var	2340.128	
Adjusted R-squared	0.321374	S.D. dependent var	44560.05	
S.E. of regression	36708.00	Akaike info criterion	23.95966	
Sum squared resid	1.13E+11	Schwarz criterion	24.23023	
Log likelihood	-1116.104	F-statistic	5.893523	
Durbin-Watson stat	1.782352	Prob(F-statistic)	0.000002	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IPCA			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.631458	(3, 84)	0.0048
Chi-square	13.89437	3	0.0031

Apêndice C – Dados Trimestrais com Utilização da Dummy:

Modelo A

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IGP_2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.959987	0.0025
Test critical values: 1% level	-3.503049	
5% level	-2.893230	
10% level	-2.583740	

Null Hypothesis: RESID_IGP_2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.754830	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IGP)				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/04 Time: 01:36				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1897.548	6221.442	-0.305001	0.7611
D(CAMBIO_REAL_IGP)	881.6446	347.5983	2.536389	0.0131
D(CAMBIO_REAL_IGP(-1))	-27.81871	359.2482	-0.077436	0.9385
D(CAMBIO_REAL_IGP(-2))	-619.0236	354.5670	-1.745858	0.0845
D(LOG(PIB_G7))	625882.2	739131.9	0.846780	0.3995
D(LOG(PIB_G7(-1)))	311570.5	745799.9	0.417767	0.6772
D(LOG(PIB_BRA))	-145089.7	150341.5	-0.965067	0.3373
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-344839.1	146483.2	-2.354121	0.0209
RESID_IGP_2(-1)	-0.500575	0.098932	-5.059809	0.0000
DUMMY	1035.850	8270.281	0.125250	0.9006
R-squared	0.382402	Mean dependent var	1419.575	
Adjusted R-squared	0.316231	S.D. dependent var	33300.94	
S.E. of regression	27536.66	Akaike info criterion	23.38471	
Sum squared resid	6.37E+10	Schwarz criterion	23.65527	
Log likelihood	-1089.081	F-statistic	5.778980	
Durbin-Watson stat	1.875398	Prob(F-statistic)	0.000003	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IGP_2			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.442957	(3, 84)	0.0204
Chi-square	10.32887	3	0.0160

Modelo B

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPA2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.725664	0.0052
Test critical values:		
1% level	-3.503049	
5% level	-2.893230	
10% level	-2.583740	

Null Hypothesis: RESID_IPA2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.326257	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IPA)				
Method: Least Squares				
Date: 12/04/04 Time: 22:01				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-875.0383	6101.631	-0.143411	0.8863
D(CAMBIO_REAL_IPA)	845.7374	361.3255	2.340653	0.0216
D(CAMBIO_REAL_IPA(-1))	87.74043	366.2878	0.239540	0.8113
D(CAMBIO_REAL_IPA(-2))	-713.4801	361.7599	-1.972248	0.0519
D(LOG(PIB_G7))	537333.7	726932.4	0.739180	0.4619
D(LOG(PIB_G7(-1)))	203739.7	734296.2	0.277463	0.7821
D(LOG(PIB_BRA))	-118885.9	147822.5	-0.804247	0.4236
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-336193.3	144919.4	-2.319864	0.0228
D(TERMOS_DE_TROCA)	-711.2070	646.9654	-1.099297	0.2748
DUMMY	1738.289	8073.748	0.215301	0.8301
RESID_IPA2(-1)	-0.409366	0.093425	-4.381770	0.0000
R-squared	0.374085	Mean dependent var		1390.149
Adjusted R-squared	0.298674	S.D. dependent var		32330.50
S.E. of regression	27075.25	Akaike info criterion		23.36022
Sum squared resid	6.08E+10	Schwarz criterion		23.65784
Log likelihood	-1086.930	F-statistic		4.960593
Durbin-Watson stat	1.837437	Prob(F-statistic)		0.000013

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IPA_2			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.438414	(3, 84)	0.0205
Chi-square	10.31524	3	0.0161

Modelo C

Testes de cointegração:

Null Hypothesis: RESID_IPCA_2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.699696	0.0056
Test critical values: 1% level	-3.503049	
5% level	-2.893230	
10% level	-2.583740	

Null Hypothesis: RESID_IPCA_2 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.749927	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.499910	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

Mecanismo de correção de erros:

Dependent Variable: D(BC_REAL_IPCA)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/04 Time: 00:33				
Sample(adjusted): 1980:4 2004:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1618.239	7867.268	-0.205693	0.8375
D(CAMBIO_REAL_IPCA)	1388.304	379.8078	3.655281	0.0004
D(CAMBIO_REAL_IPCA(-1))	-165.4289	388.4116	-0.425911	0.6713
D(CAMBIO_REAL_IPCA(-2))	-804.6862	385.3192	-2.088363	0.0398
D(LOG(PIB_G7))	743304.7	976380.6	0.761286	0.4486
D(LOG(PIB_G7(-1)))	297705.0	972957.5	0.305979	0.7604
D(TERMOS_DE_TROCA)	-841.1186	851.0463	-0.988335	0.3258
D(LOG(PIB_BRA))	-154636.9	195227.9	-0.792084	0.4305
D(LOG(PIB_BRA(-1)))	-387517.5	192624.4	-2.011778	0.0474
RESID_IPCA_2(-1)	-0.499811	0.102392	-4.881329	0.0000
R-squared	0.406746	Mean dependent var	2340.128	
Adjusted R-squared	0.343183	S.D. dependent var	44560.05	
S.E. of regression	36113.34	Akaike info criterion	23.92700	
Sum squared resid	1.10E+11	Schwarz criterion	24.19756	
Log likelihood	-1114.569	F-statistic	6.399116	
Durbin-Watson stat	1.833928	Prob(F-statistic)	0.000001	

Teste F:

Wald Test:			
Equation: MCE_IPCA_2			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.460463	(3, 84)	0.0005
Chi-square	19.38139	3	0.0002