

A Macroeconomia do Crescimento puxado pela Demanda Agregada: Teoria e Aplicações ao Caso Brasileiro*

José Luís Oreiro **
Luciano Nakabashi ***
Breno Pascualote Lemos ****
Guilherme Jonas Costa da Silva *****

Resumo: O objetivo deste artigo é apresentar a teoria do crescimento puxado pela demanda agregada e algumas evidências econométricas da existência de um regime de crescimento puxado pela demanda para o caso da economia brasileira. Inicialmente, iremos fazer uma breve revisão da teoria do crescimento puxado pela demanda agregada, com base na contribuição original de Kaldor (1988) para o tema, para quem o crescimento de longo-prazo é determinado pela taxa de crescimento dos gastos de consumo corrente do governo e a taxa de crescimento das exportações. Com base na metodologia desenvolvida por Atesoglu (2002), realizamos alguns testes econométricos para a hipótese de que o crescimento da economia brasileira é puxado pela demanda agregada. Os resultados dos testes econométricos mostram que 95% do crescimento do PIB real no período 1990-2005 é explicado por variáveis do lado da demanda agregada da economia. Além disso, com base na metodologia desenvolvida por Ledesma e Thirwall (2002), mostramos que a taxa natural de crescimento da economia brasileira é endógena, aumentando significativamente nos períodos de *boom*. Dessa forma, não parecem existir restrições do lado da oferta da economia para um crescimento mais acelerado da economia brasileira. Por fim, argumenta-se que para acelerar de forma sustentável o crescimento da economia brasileira é necessário a adoção de um modelo de crescimento puxado pelas exportações. Para isso, no entanto, é necessário reverter o cenário atual de apreciação da taxa real de câmbio, uma vez que a teoria e a evidência empírica disponível mostram que a taxa real de câmbio é um determinante importante da elasticidade-renda das exportações.

Palavras-Chave: Crescimento Econômico, Demanda Agregada, Taxa Real de Câmbio.

JULHO DE 2007

* Artigo elaborado como parte do projeto de pesquisa sobre Política Macroeconômica e Política Industrial financiado pelo Conselho Nacional da Indústria.

** Doutor em Economia (IE/UFRJ), Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná e Pesquisador nível I do CNPq. E-mail: joreiro@ufpr.br. Página pessoal: www.joseluisoreiro.ecn.br.

*** Doutor em Economia (CEDEPLAR/UFMG), Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. E-mail: Luciano.nakabashi@ufpr.br.

**** Mestre em Economia (PPGDE/UFPR), Professor Assistente do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. E-mail: bplemos@uol.com.br.

***** Doutorando em Economia (CEDEPLAR/UFMG) e Bolsista da Fapemig. E-mail: guilhermejonas@yahoo.com.br.

1 – Introdução.

Nos últimos 25 anos a economia brasileira vem crescendo a uma taxa média de cerca de 2,6% a.a, valor bastante inferior a média observada no período 1950-1980 e abaixo da taxa média de crescimento obtida por outros países emergentes como, por exemplo, Rússia, China e Índia. Tendo em vista um crescimento populacional da ordem de 1,5% a.a, o PIB per-capita tem crescido nos últimos anos a uma taxa pouco superior a 1% a.a. Nesse ritmo levará quase 70 anos para que a renda per-capita brasileira dobre de tamanho, igualando-se ao nível de renda per-capita prevalecente hoje em dia em países como Portugal e Espanha. Dessa forma, podemos afirmar que a economia brasileira se encontra numa situação de *semi-estagnação*.

No final da década de 1980 e início da década de 1990, essa situação de semi-estagnação era atribuída aos efeitos da inflação crônica que assolava a economia brasileira. Com efeito, em março de 1990, durante o último mês do governo Sarney, a inflação mensal foi de 72%, caracterizando-se um quadro de hiper-inflação (cf. Bresser-Pereira, 2004, p.282). O final do processo hiper-inflacionário e a redução da taxa de inflação para um patamar de um dígito ao ano foi obtido após a bem-sucedida implantação do Plano Real durante a administração do Presidente Fernando Henrique Cardoso, o qual se baseou, em larga medida, numa âncora cambial para a taxa de inflação.

A estabilização monetária não foi acompanhada, no entanto, por uma retomada do crescimento da economia brasileira a taxas mais vigorosas. A aceleração do crescimento econômico nos dois primeiros anos após a implantação do Plano Real - quando a taxa média de crescimento superou os 5% anuais - foi logo interrompida em função dos efeitos sucessivos das crises do México, Sudeste Asiático e Rússia. No início de 1999, após vários meses consecutivos de redução das reservas internacionais devido a fuga de capitais motivada pela crise de confiança na sustentabilidade do regime cambial brasileiro após a crise da Rússia; o Brasil abandona o sistema de bandas cambiais em prol de um regime de flutuação da taxa de câmbio. O novo modelo macroeconômico é completado, ainda em 1999, com a adoção do sistema de metas de inflação e com a política de geração de expressivos superávits primários, destinados a estabilização da dívida pública interna como proporção do PIB.

O novo modelo macroeconômico permitiu uma expressiva redução da taxa real de juros - a qual passou de um patamar de cerca de 25% a.a no período 1994-1998 para cerca de 10% a.a. no período 1999-2005 - e uma desvalorização da taxa real de câmbio que foi de fundamental importância para a eliminação dos déficits crônicos em conta corrente observados no período 1994-1998, o quais chegaram a superar a marca de 4% do PIB. Além disso, a política de geração de expressivos e crescentes superávits primários após 1999, permitiu que a dívida pública líquida como proporção do PIB entrasse numa trajetória (levemente) declinante, situando-se atualmente em cerca de 50% do PIB.

Apesar da redução da taxa real de juros, da redução da vulnerabilidade externa e da estabilização da dívida pública; o desempenho da economia brasileira em termos de crescimento do PIB tem permanecido medíocre. A taxa média de crescimento no período 1999-2005 foi de apenas 2,3% a.a contra uma média de 3,22% no período 1994-1998.

Essas considerações nos permitem tirar duas conclusões fundamentais. Em primeiro lugar, a manutenção da taxa de inflação em patamares baixos e estáveis não é condição suficiente para a retomada do crescimento econômico em bases sustentáveis. Em segundo lugar, a experiência brasileira mostra que a simples adoção de um modelo macroeconômico consistente - ou seja, um modelo de gestão da política macroeconômica que permita a obtenção de uma taxa de inflação baixa e estável, estabilidade da dívida pública como proporção do PIB e redução da

vulnerabilidade externa – também não é condição suficiente para a retomada do crescimento. Nesse contexto, a pergunta relevante a ser feita é: o que fazer para acelerar, de forma sustentável, o ritmo de crescimento da economia brasileira?

Existem duas respostas para essa pergunta. A primeira, baseada nos modelos de crescimento de inspiração neoclássica e na metodologia da contabilidade do crescimento, estabelece que a razão para o pífio crescimento da economia brasileira nos últimos 25 anos deve ser buscada no lado da oferta da economia. Mais especificamente, os problemas da economia brasileira seriam uma baixa taxa de poupança doméstica – devido a poupança negativa do setor público e ao baixo incentivo a poupança do setor privado em função da elevada carga tributária e do sistema de repartição vigente na previdência social brasileira – e um baixo dinamismo tecnológico expresso numa reduzida taxa de crescimento da produtividade total dos fatores de produção. Nesse contexto, a retomada do crescimento da economia brasileira a taxas mais expressivas exigiria uma reforma previdenciária que atuasse no sentido de aumentar a poupança do setor público e uma nova rodada de abertura comercial da economia brasileira com o intuito de estimular o crescimento da produtividade do trabalho nas empresas brasileiras.

A segunda resposta se baseia na idéia de que o modelo macroeconômico adotado pelo Brasil na última década atua no sentido de contrair a expansão da demanda agregada e, portanto, de impedir o crescimento do produto real. Isso porque a combinação de elevadas taxas reais de juros com a política de geração de superávits primários crescentes teria o efeito de deprimir a demanda agregada e, portanto, o crescimento do PIB. Nesse contexto, a solução para o problema de semi-estagnação existente na economia brasileira seria o abandono puro e simples do modelo macroeconômico vigente, baseado no tripé metas de inflação-câmbio flutuante-superávit primário.

Do ponto de vista adotado no presente artigo, as duas posições acima mencionadas são equivocadas. Como ficará claro ao longo das seções seguintes, acreditamos que os fatores que limitam o crescimento econômico no longo-prazo devem ser buscados no lado da demanda, não no lado da oferta da economia. No entanto, rejeitamos a visão keynesiana ingênua de que o crescimento pode ser estimulado por intermédio de qualquer política que aumente a demanda agregada. A *crise fiscal do Estado Brasileiro* impõe limites claros e estreitos para uma política de indução do crescimento econômico por intermédio da expansão dos gastos de consumo corrente do governo. A nosso ver, a retomada do crescimento da economia brasileira exige a adoção de um modelo de crescimento no qual as exportações serão o elemento dinâmico da demanda agregada e, dessa forma, o fator indutor do crescimento de longo-prazo. A adoção desse modelo de crescimento requer, no entanto, um cuidado especial com o nível da taxa real de câmbio, o que tem reflexos sob a forma de condução do regime de metas de inflação.

Isso posto, o presente artigo está estruturado em 5 seções, incluindo a presente introdução. A seção 2 apresenta a teoria do crescimento puxado pela demanda agregada, de acordo com a qual a taxa de crescimento de longo-prazo do produto real é uma média ponderada da taxa de crescimento dos gastos do governo em consumo corrente e da taxa de crescimento das exportações. Na seção 3, com base na metodologia desenvolvida por Atesoglu (2002), realizamos alguns testes econométricos para a hipótese de que o crescimento da economia brasileira é puxado pela demanda agregada. Os resultados dos testes econométricos mostram que 95% do crescimento do PIB real no período 1990-2005 é explicado por variáveis do lado da demanda agregada da economia. Além disso, com base na metodologia desenvolvida por Ledesma e Thirlwall (2002), mostramos que a taxa natural de crescimento da economia brasileira é endógena, aumentando significativamente nos períodos de *boom*. Dessa forma, não parecem existir restrições do lado da oferta da economia para um crescimento mais acelerado da economia brasileira. Por fim, a seção 4 sumariza as conclusões obtidas ao longo deste artigo.

2 - Crescimento Puxado pela Demanda Agregada: a visão Keynesiana.

2.1 Endogenidade de longo-prazo da disponibilidade dos “fatores de produção”.

Os modelos de crescimento neoclássicos supõem que o limite fundamental ao crescimento de longo-prazo é a disponibilidade de fatores de produção. A demanda agregada é relevante apenas para explicar o grau de utilização da capacidade produtiva, mas não tem nenhum impacto direto na determinação do ritmo de expansão da capacidade produtiva. No longo-prazo vale a “Lei de Say”, ou seja, a oferta (disponibilidade de fatores de produção) determina a demanda agregada.

Mas será verdade que a disponibilidade de fatores de produção é independente da demanda? Essa questão foi inicialmente analisada por Kaldor (1988), dando origem a assim chamada teoria do crescimento puxado pela demanda agregada. A premissa básica dos modelos de crescimento puxados pela demanda agregada é que os meios de produção utilizados numa economia capitalista moderna são eles próprios bens que são produzidos dentro do sistema. Dessa forma, a “disponibilidade” de meios de produção nunca pode ser considerada como um dado independente da demanda pelos mesmos. Nesse contexto, o problema econômico fundamental não é a alocação de um dado volume de recursos entre uma série de alternativas disponíveis; mas sim a determinação do ritmo no qual esses recursos são criados (cf. Setterfield, 1997, p.50):

Para que possamos compreender a **endogenidade de longo-prazo da disponibilidade de fatores de produção**, comecemos inicialmente analisando a disponibilidade de capital. A quantidade existente de capital num dado ponto do tempo – ou melhor, a capacidade produtiva existente na economia – é resultante das decisões passadas de investimento em capital fixo. Daqui se segue que o estoque de capital não é uma constante determinada pela “natureza”, mas depende do ritmo no qual os empresários desejam expandir o estoque de capital existente na economia.

Dessa forma, o condicionante fundamental do “estoque de capital” é a decisão de investimento. O investimento, por sua vez, depende de dois conjuntos de fatores: i) o custo de oportunidade do capital (largamente influenciado pela taxa básica de juros controlada pelo Banco Central); ii) as expectativas a respeito do crescimento futuro da demanda por bens e serviços. Nesse contexto, se os empresários anteciparem um crescimento firme da demanda pelos bens e serviços produzidos pelas suas empresas – como é de se esperar no caso de uma economia que esteja apresentando um crescimento forte e sustentável ao longo do tempo – então eles irão realizar grandes investimentos na ampliação da capacidade de produção.

Em outras palavras, o investimento se ajusta ao crescimento esperado da demanda, desde que seja atendida uma restrição fundamental, a saber: a taxa esperada de retorno do capital seja maior do que o custo do capital. Sendo assim, atendida a condição acima referida, a “disponibilidade de capital” não pode ser vista como um entrave ao crescimento de longo-prazo.

É verdade que no curto e médio-prazo a produção não pode aumentar além do permitido pela capacidade física de produção da economia. No longo-prazo, contudo, a capacidade de produção pode ser ampliada – por intermédio do investimento em capital físico – de forma a atender a demanda agregada por bens e serviços. Nas palavras de Kaldor:

“Since under the stimulus of growing demand capacity of all sectors will be expanded through additional investment, there are no long-run limits to growth on account of supply constraints; such constraints, whether due to capacity shortage or to local labor shortage, are essentially short-run phenomena – at any one time, they are a heritage of the past” (1988, p.157).

Uma objeção trivial a essa argumentação é que o investimento depende para a sua realização de “poupança prévia”, ou seja, qualquer aumento dos gastos de investimento requer que, previamente a realização dos mesmos, haja um aumento da taxa de poupança da economia. Nesse contexto, argumentariam os economistas neoclássicos, a “disponibilidade de capital” se acha limitada pela fração da renda que uma determinada sociedade está disposta a não consumir. A poupança assim definida é determinada pela poupança privada (famílias + empresas), pela poupança do governo e pela poupança externa.

Não é verdade que o investimento necessite de poupança prévia. Com efeito, a realização dos gastos de investimento exige tão somente a criação de liquidez por parte do sistema financeiro. Se os bancos estiverem dispostos a estender as suas linhas de crédito – ainda que de curta maturidade – em condições favoráveis; então será possível que as empresas iniciem a implementação dos seus projetos de investimento, encomendando máquinas e equipamentos junto aos produtores de bens de capital. Uma vez realizado o gasto de investimento, será criada uma renda agregada de tal magnitude que, ao final do processo, a poupança agregada irá se ajustar ao novo valor do investimento em capital físico. A poupança assim criada poderá então ser utilizada para o *funding* das dívidas de curto-prazo das empresas junto aos bancos comerciais, ou seja, as empresas poderão - por intermédio de lucros retidos, venda de ações ou colocação de títulos no mercado - “liquidar” as dívidas contraídas junto aos bancos comerciais no momento em que precisavam de liquidez para implementar os seus projetos de investimento. A poupança se ajusta sempre, e de alguma maneira, ao nível de investimento desejado pelos empresários.

Os entraves a expansão da capacidade produtiva são de natureza financeira, mais especificamente, referem-se ao custo de oportunidade do capital. As empresas estarão dispostas a ajustar o tamanho de sua capacidade produtiva ao crescimento previsto da demanda desde que a taxa esperada de retorno dos novos projetos de investimento seja superior ao custo de oportunidade do capital. Grosso modo, podemos definir o custo do capital como sendo igual a taxa média de juros que a empresa tem que pagar pelos fundos requeridos pelo financiamento dos seus projetos de investimento. Existem três fontes de fundos para o financiamento dos projetos de investimento, a saber: lucros retidos, endividamento e emissão de ações. Dessa forma, o custo do capital é uma média do custo de cada uma dessas fontes de financiamento ponderada pela participação da mesma no passivo total da empresa.

O que dizer sobre a disponibilidade de trabalho? Será que a quantidade de trabalho pode ser vista como um obstáculo ao crescimento da produção no longo-prazo? Dificilmente a disponibilidade de trabalhadores pode ser vista como um obstáculo ao crescimento. Isso por uma série de razões. Em primeiro lugar, o número de horas trabalhadas, dentro de certos limites, pode aumentar rapidamente como resposta a um aumento do nível de produção.

Em segundo lugar, a taxa de participação – definida como o percentual da população economicamente ativa que faz parte da força de trabalho – pode aumentar como resposta a um forte acréscimo da demanda de trabalho (cf. Thirlwall, 2002, p.86). Com efeito, nos períodos nos quais a economia cresce rapidamente, o custo de oportunidade do lazer - medido pela renda “perdida” pelo indivíduo que “escolhe” não trabalhar (jovens, mulheres casadas e aposentados) – tende a ser muito elevado, induzindo um forte crescimento da taxa de participação. Nesse contexto, a taxa de crescimento da força de trabalho pode se acelerar em virtude do ingresso de indivíduos que, nos períodos anteriores, haviam decidido permanecer fora da força de trabalho.

Por fim, devemos ressaltar que a população e a força de trabalho não são um dado do ponto de vista da economia nacional. Isso porque uma eventual escassez de força de trabalho – mesmo que seja de força de trabalho qualificada – pode ser sanada por intermédio da imigração de trabalhadores de países estrangeiros. Por exemplo, países como a Alemanha e a França puderam sustentar elevadas taxas de crescimento durante os anos 1950 e 1960 com a imigração de trabalhadores da periferia da Europa (Espanha, Portugal, Grécia, Turquia e Sul da Itália).

O último elemento a ser considerado é o progresso tecnológico. Será que o ritmo de “inovatividade” da economia pode ser considerado como uma restrição ao crescimento de longo-prazo? Se considerarmos o progresso tecnológico como exógeno, então certamente o crescimento será limitado pelo ritmo na qual a tecnologia é expandida. Contudo, o progresso tecnológico não é exógeno ao sistema econômico. Em primeiro lugar, o ritmo de introdução de inovações por parte das empresas é, em larga medida, determinado pelo ritmo de acumulação de capital; haja vista que a maior parte das inovações tecnológicas é “incorporada” nas máquinas e equipamentos recentemente produzidos¹. Dessa forma, uma aceleração da taxa de acumulação de capital – induzida, por exemplo, por uma perspectiva mais favorável de crescimento da demanda – induz um maior ritmo de progresso tecnológico e, portanto, de crescimento da produtividade do trabalho.

Em segundo lugar, aquela parcela “desincorporada” do progresso tecnológico é causada por “economias dinâmicas de escala” como o “learning-by-doing”. Dessa forma, se estabelece uma *relação estrutural* entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e a taxa de crescimento da produção, a qual é conhecida na literatura econômica como “lei de Kaldor-Verdoon”². Nesse contexto, um aumento da demanda agregada, ao induzir uma aceleração da taxa de crescimento da produção, acaba por acelerar o ritmo de crescimento da produtividade do trabalho.

Como corolário de toda essa argumentação, segue-se que o conceito de “produto potencial” ou “nível de produção de pleno-emprego”, tão caro as abordagens neoclássicas de crescimento econômico, é essencialmente um conceito de curto-prazo, o qual ignora o fato de que a disponibilidade de fatores de produção e o próprio ritmo do progresso tecnológico são variáveis endógenas no processo de crescimento e desenvolvimento econômico (cf. Kaldor, 1988, .57).

2.2 Determinantes de Longo-Prazo do Crescimento Econômico.

Se a disponibilidade de fatores de produção não pode ser vista como o determinante do crescimento econômico no longo-prazo; então quais são os fatores que determinam o crescimento? No longo-prazo o determinante último da produção é a demanda agregada. Se houver demanda, as firmas irão responder por intermédio de um aumento da produção e da capacidade produtiva, desde que sejam respeitadas duas condições: i) a margem de lucro seja suficientemente alta para proporcionar aos empresários a taxa desejada de retorno sobre o capital; ii) a taxa realizada de lucro seja maior do que o custo do capital. Nessas condições, a taxa de crescimento do produto real será determinada pela taxa de crescimento da demanda agregada autônoma, ou seja, pelo

¹ Essa idéia foi pioneiramente apresentada por Kaldor (1957) por intermédio da sua “função de progresso técnico”, a qual estabelece a existência de uma relação estrutural entre a taxa de crescimento do produto por trabalhador e a taxa de crescimento do capital por trabalhador. Segundo Kaldor não é possível separar o crescimento da produtividade que advém da incorporação de novas tecnologias daquela parte que resulta de um aumento do capital por trabalhador; uma vez que a maior parte das inovações tecnológicas que aumentam a produtividade do trabalho exigem o emprego de um volume maior de capital por trabalhador por se acharem incorporadas em novas máquinas e equipamentos.

² Para um teste empírico dessa relação em 17 países da OCDE (Alemanha Ocidental, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Espanha, Finlândia, França, Itália, Holanda, Japão, Noruega, Portugal, Suécia e Reino Unido) no período 1965-1994 ver Ledesma (2002).

crescimento daquela parcela da demanda agregada que é, em larga medida, independente do nível e/ou da variação da renda e da produção agregada.

Em economias abertas, os componentes autônomos da demanda agregada são dois, a saber: as exportações e os gastos do governo. Os gastos com investimento não são um componente autônomo da demanda agregada, uma vez que a decisão de investimento em capital fixo é fundamentalmente determinada pelas expectativas empresariais a respeito da expansão futura do nível de produção e de vendas em consonância com a assim chamada hipótese do acelerador do investimento (cf. Harrod, 1939). Em outras palavras, o investimento não é uma variável “exógena” do ponto de vista do processo de crescimento, uma vez que o mesmo é induzido pelo crescimento do nível de renda e produção³. Sendo assim, o crescimento de longo-prazo do nível de renda e produção será uma média ponderada entre a taxa de crescimento das exportações e a taxa de crescimento dos gastos do governo.

Para uma pequena economia aberta que não dispõe de uma moeda aceita como reserva de valor internacional, a taxa de crescimento das exportações é a variável exógena por excelência. Isso porque se a taxa de crescimento dos gastos do governo for maior do que a taxa de crescimento das exportações, então o produto e a renda doméstica irão crescer mais do que as exportações. Se a elasticidade-renda das importações for maior do que um (como é usual em economias abertas), então as importações irão crescer mais do que as exportações, gerando um déficit comercial crescente e, provavelmente, insustentável no longo-prazo.

A taxa de crescimento das exportações é igual ao produto entre a elasticidade-renda das exportações (ε) e a taxa de crescimento da renda do resto do mundo (z)⁴. Isso posto, podemos concluir que a taxa potencial de crescimento do produto real (g^*), a partir da abordagem Keynesiana do crescimento puxado pelo demanda agregada, é dada por:

$$g^* = \varepsilon z \quad (1)$$

2.3 – Crescimento e Estrutura Produtiva: um modelo Ricardiano.

Nesta sub-seção iremos completar a análise realizada na seção anterior, analisando agora os determinantes estruturais da elasticidade-renda das exportações. O nosso ponto de partida será a reformulação do modelo Ricardiano de comércio internacional por Dornbusch, Fischer e Samuelson (1977).

Consideremos uma economia mundial composta por dois países (A e B). O único insumo utilizado no processo produtivo é o trabalho e existe um *continuum* de mercadorias Z definidas no intervalo $[0,1]$. Essas mercadorias podem ser classificadas em ordem decrescente de vantagens comparativas de produção, tomando-se com base o requisito unitário de mão-de-obra nos dois países. Dessa forma, assumiremos que:

$$\frac{a_1^*}{a_1} > \frac{a_2^*}{a_2} > \dots > \frac{a_n^*}{a_n} > \dots \quad (2)$$

Onde: a_1^* é o requisito unitário de mão-de-obra para a produção da mercadoria 1 no país B e a_1 é o requisito unitário de mão-de-obra para a produção da mercadoria 1 no país A.

³ Na seção 3 iremos demonstrar a validade empírica dessa hipótese para a economia brasileira.

⁴ Supondo que os termos de troca permaneçam constantes ao longo do tempo.

Seja $A(Z) = \frac{a^*(Z)}{a(Z)}$ a produtividade relativa do trabalho empregado na produção da z -ésima mercadoria. Por hipótese temos que: $A'(Z) < 0$.

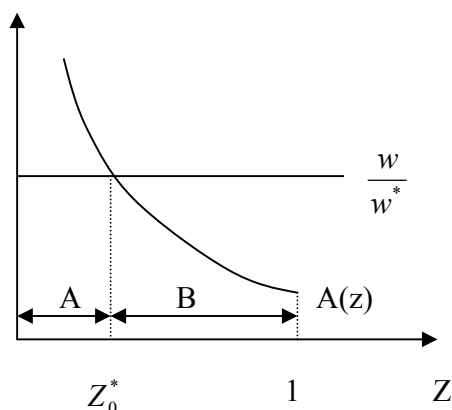
A especialização internacional para cada mercadoria em A ou B irá depender a estrutura de salários relativos. Dessa forma, a mercadoria Z só será produzida no país A se a seguinte condição for atendida:

$$a(z)w < a^*(z)w^* \Leftrightarrow \frac{a^*(z)}{a(z)} > \frac{w}{w^*} \quad (3)$$

Onde: w^* é o salário real prevalecente na economia B; w é o salário real prevalecente na economia A.

A determinação da especialização internacional pode ser feita com base na figura 1 abaixo:

Figura 1: Determinação da Especialização Internacional



Na versão modificada do modelo Ricardiano por Dornbusch *et alli* (1977), a estrutura de salários relativos era determinada pela condição de *market-clearing* no mercado de trabalho dos dois países. Na versão aqui proposta iremos supor que o salário real é determinado pro um processo de barganha entre firmas e sindicatos e que existe uma relação inversa entre a taxa de salário real prevalecente num país e a taxa real de câmbio. Dessa forma, o salário real pago na economia A pode ser escrito da seguinte forma:

$$w = f(q) \quad ; \quad f' < 0 \quad (4)$$

Onde: q é a taxa real de câmbio.

Está claro que numa economia com apenas dois países, a apreciação da taxa de câmbio num país implica na depreciação da taxa de câmbio do outro país. Dessa forma, se a taxa real de câmbio se apreciar no país A, o salário real irá aumentar nessa economia. A contra-partida será uma depreciação da taxa de câmbio no país B e, portanto, uma redução do salário real nesse país. Sendo assim, uma apreciação da taxa real de câmbio no país A irá deslocar a estrutura de salários relativos para cima na figura 1, fazendo com que o número de mercadorias produzidas na

economia A diminua e que o número de mercadorias produzida no país B aumente. Dessa forma, uma apreciação da taxa real de câmbio no país A gera um aumento da especialização produtiva dessa economia.

Qual o reflexo do aumento da especialização produtiva da economia A sobre a sua taxa de crescimento de longo-prazo? Conforme demonstrado por Dosi, Pavitt e Soete (1990, cap.7) um aumento do grau de especialização produtiva da economia A irá reduzir valor da elasticidade renda das exportações. Dessa forma, a taxa potencial de crescimento irá se reduzir.

Como corolário dessa argumentação segue-se que a taxa real de câmbio pode afetar o crescimento de longo-prazo por intermédio do seu impacto sobre *o nível de especialização produtiva da economia* – e, portanto, sobre a elasticidade renda das importações – e não pelo seu impacto direto sobre a taxa de crescimento das exportações e/ou das importações. Com efeito, a literatura internacional parece apontar para o fato de que as elasticidades preço da demanda de exportações e de importações são baixas (cf. McCombie e Roberts, 2002, p.92). Contudo, esses estudos têm negligenciado o impacto de variações da taxa real de câmbio sobre as elasticidades renda da demanda de exportações e de importações. Dessa forma, ignora-se um canal importante pelo qual a política cambial pode afetar o crescimento de longo-prazo das economias capitalistas.

2.4 Uma Análise Empírica da Relação entre Câmbio Real e Elasticidade Renda das Exportações.

Um fato estilizado importante sobre o comportamento das exportações no longo-prazo é que o crescimento das exportações é fundamentalmente impulsionado pelo crescimento da renda mundial. Isso porque os termos de troca e a taxa real de câmbio tendem a permanecer *estáveis* no longo-prazo. Sendo assim, as mudanças de preços relativos não podem impulsionar um crescimento contínuo das exportações (cf. McCombie e Roberts, 2002, p.92) . Isso só pode ocorrer como resposta ao crescimento da economia mundial.

Nesse contexto, a taxa de crescimento de longo-prazo das exportações de um determinado país ou região é determinada pelo produto entre a *elasticidade renda das exportações* e a taxa de crescimento da renda do resto do mundo. A elasticidade-renda das exportações capta a influência de fatores extra-preço - tais como o conteúdo tecnológico dos produtos exportados, o grau de diferenciação dos produtos exportados relativamente aos seus concorrentes no mercado internacional, o valor adicionado a esses produtos e etc – sobre a competitividade externa de um país. Assim, quanto maior for a elasticidade-renda das exportações maior será a taxa de crescimento das exportações de um determinado país para uma mesma taxa de crescimento da renda do resto do mundo.

Via de regra, os países mais próximos da assim chamada “fronteira tecnológica” deverão apresentar uma elasticidade-renda das exportações maior relativamente aos países mais atrasados tecnologicamente. Isso porque os países mais próximos da “fronteira tecnológica” tendem a ser exportadores de produtos com maior valor adicionado e com um maior conteúdo tecnológico do que os países mais distantes dessa fronteira. Dessa forma, é de se esperar que o assim chamado *gap* tecnológico seja um determinante importante da elasticidade-renda das exportações e, portanto, da taxa de crescimento das exportações no longo-prazo (cf. Dosi, Pavitt e Soete, 1990, p.26).

A literatura teórica e empírica a respeito dos determinantes da elasticidade-renda das exportações tem, contudo, negligenciado o papel da taxa de câmbio real como um dos determinantes dessa elasticidade. Com efeito, os trabalhos empíricos sobre o comportamento das exportações tem se limitado a estimar a elasticidade das exportações com respeito às variações da

taxa de câmbio real. Nesse contexto, as estimativas da elasticidade câmbio das exportações tem se mostrado estatisticamente não-significativas ou apresentado coeficientes estimados com sinais contrários ao previsto pela teoria (cf. McCombie e Roberts, 2002, p.92).

Nenhum esforço tem sido feito no sentido de avaliar a existência de uma relação entre a elasticidade renda das exportações e a taxa de câmbio real. A literatura existente parece se apoiar na hipótese implícita de que a taxa de câmbio real só pode afetar o crescimento econômico de longo-prazo por intermédio do efeito que a mesma tem sobre a disposição dos consumidores domésticos e estrangeiros de gastar a sua renda com a compra de bens produzidos na economia doméstica. Dessa forma, a literatura existente negligencia os impactos que a taxa real de câmbio possa ter sobre a *estrutura produtiva da economia* e, por seu intermédio, sobre a elasticidade renda das exportações.

A taxa real de câmbio afeta o grau de especialização produtiva da economia à medida em que ela tem um impacto direto sobre o salário real. Dessa forma, uma apreciação do câmbio real, via de regra, causa um aumento do salário real, aumentando assim o custo de produção no país relativamente ao custo de produção no resto do mundo. Esse processo induz a migração de atividades produtivas antes realizadas na economia doméstica para o exterior, causando assim uma *desindustrialização* da economia doméstica, o que tem efeitos adversos sobre a sua capacidade exportadora.

Isso posto, esta sub-seção tem por objetivo fazer uma análise empírica do efeito da taxa de câmbio real e do *gap* tecnológico sobre a elasticidade-renda das exportações. A hipótese a ser testada é que os países que estão mais atrasados do ponto de vista tecnológico – ou seja, aqueles países que estão mais distantes da “fronteira tecnológica” – baseiam a sua estratégia de crescimento numa taxa de câmbio real depreciada com relação aos países mais próximos da “fronteira tecnológica”. Em outras palavras, uma taxa de câmbio depreciada é o instrumento que os países mais atrasados se utilizam para competir com os países mais avançados do ponto de vista tecnológico.

Para avaliar se a elasticidade-renda das exportações é afetada pela taxa real de câmbio e pelo *gap* tecnológico, iremos investigar 30 países utilizando a metodologia de *séries temporais* (primeiro estágio) e *cross-country* (segundo estágio). Recorreremos a um processo de regressão em dois estágios: (i) primeiro, estimamos os valores da elasticidade-renda das exportações para cada um dos países selecionados⁵ no período 1995 - 2005, e (ii) segundo, iremos estimar a resposta da elasticidade-renda das exportações de um país frente a oscilações na taxa real de câmbio e no *gap* tecnológico.

A equação estimada no primeiro estágio será a seguinte:

$$X_i = c_0 + c_1Q + c_2Y^* + \varepsilon_i$$

em que X_i é o valor real em dólares do volume trimestral das exportações do país i , Y^* o valor real, em dólares, do volume trimestral do PIB do resto do mundo, Q é um índice de taxa real de câmbio trimestral (1995 = 100), c_0 é uma constante, ε_i o erro, c_1 é a elasticidade câmbio das exportações, c_2 a elasticidade-renda das exportações, isto é, a resposta das exportações de cada país frente a variações no PIB do resto do mundo⁶.

⁵ Os países selecionados são: África do Sul, Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Brasil, Canadá, Chile, Coréia do Sul, Dinamarca, Espanha, EUA, França, Holanda, Hungria, Indonésia, Itália, México, Malásia, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Portugal, Reino Unido, Rep. Theca, Rússia, Suécia, Suíça, Tailândia e Turquia.

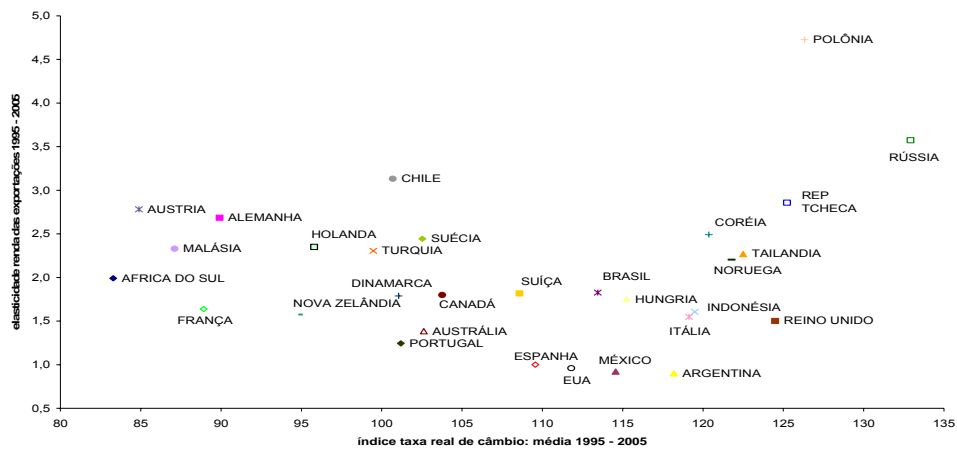
⁶ Dos 30 países analisados, 24 não apresentaram qualquer tipo de problema na estimação de c_2 em nível. Para Chile, Dinamarca, Noruega, Nova Zelândia, Portugal e Reino Unido as exportações e o PIB do resto do mundo não

Já a equação estimada no segundo estágio será estimada com o intuito de captar qual o efeito, caso exista, da taxa real de câmbio e do hiato tecnológico sobre o valor da elasticidade-renda das exportações, utilizando para tanto oito modelos diferentes e selecionando aquele que melhor se adequa aos dados. As variáveis foram transformadas em logarítimo para permitir uma melhor estimação dos modelos.

Como vimos, o valor da elasticidade renda das exportações foi obtido por meio de uma regressão utilizando mínimos quadrados ordinários do volume trimestral das exportações de cada país selecionado contra o PIB trimestral do resto do mundo, corrigindo, sempre que necessário, os problemas de especificação do modelo econométrico. Os valores obtidos estão na segunda coluna da tabela no apêndice.

A taxa de câmbio real foi obtida utilizando dados trimestrais da taxa nominal de câmbio e do índice de preços ao consumidor obtidos junto ao *International Financial Statistics*, IFS, e normalizados para a base 100 em 1995. Os valores calculados estão disponíveis na coluna três da tabela no apêndice. A Figura 2 abaixo mostra a dispersão para a elasticidade renda das exportações e o índice da taxa real de câmbio.

FIGURA 2 - ELASTICIDADE RENDA DAS EXPORTAÇÕES VERSUS CÂMBIO REAL



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e da base de dados de Angus Maddison

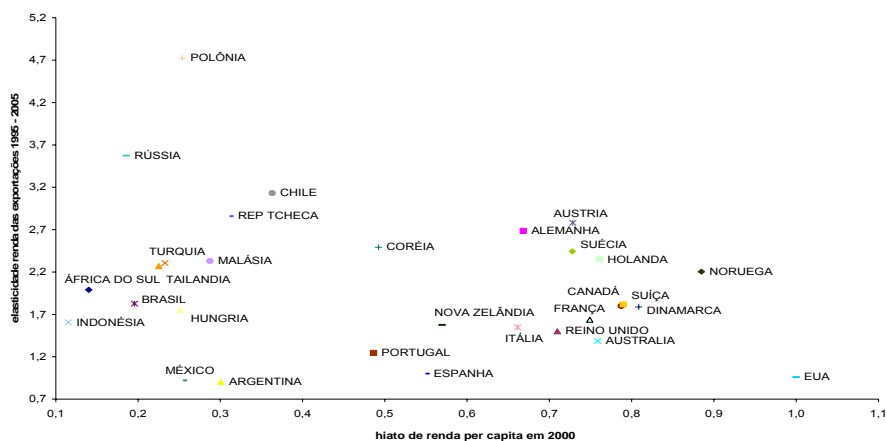
A Figura 2 nos permite observar a existência de uma relação não-linear entre elasticidade renda das exportações e taxa de câmbio real entre os países. Mais precisamente, percebemos que os países desenvolvidos apresentam uma relação declinante entre a elasticidade renda das exportações e a taxa de câmbio real no período analisado, isto é, países desenvolvidos com maiores elasticidade renda das exportações, via de regra, apresentam taxa de câmbio real mais valorizada dos que os seus pares. De outra forma, podemos verificar a existência de uma relação direta entre estas duas variáveis quando observamos países em desenvolvimento, ou seja, um países em desenvolvimento com maiores elasticidade-renda da exportações apresentam taxa real de câmbio mais desvalorizada.

Para averiguar se há algum tipo de relação entre a elasticidade-renda das exportações e o *gap* tecnológico, construímos uma *proxy* para esta variável com base nos valores da razão entre

cointegram, impossibilitando a correta estimação em nível da elasticidade-renda das exportações. Outros dois países, México e Áustria apresentam estacionariedade do índice da taxa real de câmbio em nível.

renda real *per capita* de cada país e a renda real per capita dos EUA a US\$ de 1990⁷, disponíveis na base de dados de Angus Maddison⁸. A Figura 3 abaixo mostra a relação entre a elasticidade renda das exportações e o *gap* tecnológico.

FIGURA 3 - ELASTICIDADE RENDA DAS EXPORTAÇÕES VERSUS *GAP* TECNOLÓGICO



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e da base de dados de Angus Maddison

A relação entre as duas variáveis não é clara, mas é possível perceber uma relação negativa entre elas tanto para o grupo de países em desenvolvimento, os quais possuem o maior *gap* em relação à economia norte-americana, quanto para os países desenvolvidos. Contudo, a inclinação da relação é diferente, sendo maior para os países em desenvolvimento, isto é, os países que compõem este grupo com menor *gap* tecnológico tendem a apresentar uma maior elasticidade renda das exportações.

De maneira mais precisa, podemos estimar qual, caso exista, o melhor modelo para explicar os possíveis efeitos da taxa real de câmbio e do *gap* tecnológico sobre a elasticidade renda das exportações. Para tanto, iremos estimar 8 modelos e selecionar aquele que mais se ajusta os dados, considerando os valores transformados em logaritmos. Os testes são apresentados na Tabela 1 apresentada na anexo.

O **modelo 3** é o que mais se ajusta aos dados apresentados, sugerindo que haja um relação no formato de *U* para as variáveis elasticidade-renda das exportações e índice de taxa real de câmbio para o período 1995 – 2005. Em outras palavras, podemos afirmar que, até certo ponto, a elasticidade-renda das exportações responde negativamente a desvalorizações na taxa de câmbio real, passando, após aquele ponto, a responder positivamente a desvalorizações cambiais. Observe que o grupo de países que melhor se encaixa na parte descendente da curva, são os países desenvolvidos, ao passo que são os países em desenvolvimento que se enquadram na parte ascendente daquela curva.

A interpretação da parte descendente da curva estimada para relação elasticidade – câmbio acima seria a seguinte. Países desenvolvidos quando “promovem” desvalorização nas suas taxas de câmbio, acabam por aumentar os custos de suas empresas mais do que suas receitas. Isto porque estes países - exportadores de bens mais intensivos em tecnologia - exportam bens cujos custos de produção são compostos por *tradeables*, de modo que uma desvalorização cambial ocasiona um

⁷ Escolhemos o ano 2000 para calcular essa razão pelo fato de ser o ano que corresponde à metade do período de análise.

⁸ Uma metodologia similar a utilizada aqui encontra-se em Fagerberg (1988).

aumento de custos que pode superar a receita de exportação, comprimindo as margens de lucro. Esse *profi squeeze* atua no sentido de desestimular o investimento em capital fixo e, dessa forma, o crescimento da capacidade produtiva dos setores exportadores da economia.

Esse movimento tende a ser reforçado pela atuação dos sindicatos, os quais se opoem a redução do salário real advinda de uma desvalorização da taxa real de câmbio, demandando assim reajustes de salário nominal para recompor o nível de salário real de seus filiados. Esse fenômeno conhecido como *real wage resistance* (cf. McCombie e Roberts, 2002, p.92) acaba por reforçar a tendência para que o custo de uma desvalorização do câmbio real seja inteiramente absorvido pelas empresas na forma de margens de lucro mais baixas.

Já a interpretação da parte ascendente é a seguinte: desvalorizações na taxa real de câmbio estão relacionadas com uma maior elasticidade-renda das exportações. Os países em desenvolvimento respeitam esta relação, como podemos observar no gráfico apresentado anteriormente. Este países possuem uma pauta de exportação baseada em *commodities* agrícolas e minerais, cujos preços são negociados no mercado internacional e cujos custos são compostos basicamente por bens *non-tradeables*, uma vez que são intensivos em mão-de-obra não-qualificada. Assim, uma desvalorização cambial gera um aumento maior nas receitas do que nos custos de produção. Dessa forma, ocorre um aumento das margens de lucro, o que possibilita um investimento maior na capacidade produtiva dos setores exportadores. Dessa forma, a exportação é estimulada por intermédio de uma desvalorização da taxa real de câmbio.

Daqui se segue que os países em desenvolvimento podem tentar compensar os efeitos da sua desvantagem tecnológica sobre a sua competitividade internacional por intermédio de políticas que visem manter a sua taxa real de câmbio depreciada com respeito aos países desenvolvidos. Dessa forma, irão induzir investimentos nos setores exportadores, ampliando a capacidade de exportação da economia e a elasticidade-renda das suas exportações.

3 – O Crescimento da Economia Brasileira é puxado pela Demanda Agregada? Alguns testes empíricos.

Ao longo desta seção iremos fazer alguns testes econométricos da hipótese de crescimento puxado pela demanda agregada para a economia brasileira. Inicialmente, iremos mostrar que algumas variáveis do lado da demanda agregada tem um papel fundamental na explicação do crescimento da economia brasileira no período 1990-2005⁹. Em particular, iremos mostrar que as exportações e os gastos de consumo corrente do governo são variáveis essencialmente exógenas no crescimento de longo-prazo, corroborando assim a teoria do crescimento puxado pela demanda agregada apresentada na seção 2. Na sequência iremos mostrar que a taxa natural de crescimento da economia brasileira é endógena de forma que as condições de oferta da economia não impõe uma restrição efetiva (binding) ao crescimento da economia brasileira. Nossas estimativas com base nos dados trimestrais de crescimento e desemprego da economia brasileira no período 1980-2002 mostram que a taxa natural de crescimento pode variar de 5,2% a.a. à 8% a.a nos períodos de *boom*.

3.1 Testando a hipótese de crescimento puxado pela demanda agregada.

Na presente sub-seção iremos utilizar a metodologia desenvolvida por Atesoglu (2002) para testar a hipótese de crescimento puxado pela demanda agregada para a economia brasileira. Para tanto, iremos analisar a relação entre o PIB real (Y) e o nível de exportações (X), o nível real

⁹ O IBGE refez os cálculos do PIB entre 1995-2006. Como a série analisada é trimestral e o período de análise do presente estudo vai de 1990-2005, os dados utilizados nas estimativas são aqueles coletados com a antiga metodologia do IBGE.

de investimentos¹⁰ (I), nível real de consumo do governo (G) e oferta de moeda (M3), no caso brasileiro.

A origem dos dados para o PIB real, consumo real do governo, exportações reais e os investimentos reais são do sistema de contas nacionais fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE/SCN). A série da oferta de moeda tem como fonte o Banco Central do Brasil e ela foi dividida pelo Índice Geral de Preços (IGP) que é da Fundação Getúlio Vargas. Todas as variáveis foram transformadas de tal forma que seus valores em 1990 são iguais a 100 (1990 = 100) e, sobre esses índice foram aplicados logaritmos naturais. Como consequência, os coeficientes estimados fornecem as elasticidades entre a variável explicada e as variáveis explicativas. O período de estudo vai do primeiro trimestre de 1991 ao último trimestre de 2005. Portanto, os dados são trimestrais (n = 60). Os pacotes estatísticos utilizados na estimação das regressões, na execução dos testes estatísticos, e na geração de gráficos são Stata 8.1 e EViews 4.0.

Para verificar a possibilidade de existência de tendência estocástica nas variáveis, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para ajustar o número de defasagens nos testes ADF, nós começamos com um número relativamente grande de defasagens (8) e verificamos a significância da última. Caso esta não fosse significativa, o próximo passo seria realizar o teste com uma defasagem a menos e verificar sua significância e assim por diante, até que a última defasagem fosse significativa. Adicionalmente, foram utilizados os critérios de informação de Schwarz e Akaike para verificar a melhor especificação, ou seja, se deveriam ser incluídas tendência e constante na realização dos testes. Os resultados são apresentados na Tabela 2. Eles indicam que todas as variáveis são integradas de ordem um [I(1)], sendo, portanto, não estacionárias.

Tabela 2 – Testes de estacionaridade das séries

<i>Variável</i>	<i>Número de Defasagens e Tendência</i>	<i>Nível</i>	<i>Diferença</i>
Y	5 Defasagens – Constante + Tendência	-2.306	-5.119**
	4 Defasagens – Constante		
X	2 Defasagens – Constante	0.428	-15.680**
	2 Defasagens – Constante		
I	2 Defasagens	0.951	-9.252**
	2 Defasagens		
G	6 Defasagens	4.063	-6.952**
	5 Defasagens – Constante		
M3	No Defasagens – Constante + Tendência	-1.891	-7.933**
	No Defasagens – Constante		

Notas: A rejeição da hipótese nula é indicada com um asterisco (5%) e dois asteriscos (1%).

Conseqüentemente, não se pode utilizar as regressões por MQO para avaliar a relação entre as variáveis macroeconômicas listadas anteriormente. Uma maneira de se lidar com problemas de regressão espúria devido a problemas de não estacionaridade das séries de tempo é verificar se as primeiras diferença das variáveis são estacionárias. Se esse for o caso, pode-se fazer regressões empregando as variáveis em primeira diferença.

Pelo fato de que todas as séries são integradas da ordem um I(1), ou seja, são estacionárias quando as primeiras diferenças das séries são empregadas (ver resultados da Tabela 2), não há problemas de correlação espúria quando se estima a regressão por MQO. Os resultados estão apresentados abaixo:

¹⁰ Público e privado.

Equação de regressão 1 – estimativas por MQO utilizando as séries em primeira diferença

$$\Delta Y = 0.0009 + 0.1542\Delta X + 0 + 0.1 - 0.02$$

(0.00285)
(0.0252)
(0)
(0.1)
(0.0 desv
(0.31)
(6.12)
(
(
(-t est

R² Ajustado = 0.7987
N = 59

F(4, 54) =

Todas as variáveis no lado direito da equação da regressão (1) têm os sinais previstos e são significativas ao nível de 5% ou 1%, exceto o coeficiente de M3 e o intercepto. Testes para verificar se há problemas de heterocedasticidade (Breusch-Pagan/Cook-Weisberg), de autocorrelação (Durbin-Watson), de multicolinearidade (Fator da Inflação da Variância – FIV), e de normalidade dos resíduos (teste do Stata baseado em D'Agostine, Belanger e D' Agostine Jr., 1990 citado por Park, 2003) não mostraram evidências da presença de nenhum dos problemas citados¹¹. Conseqüentemente, os testes estatísticos são confiáveis. As variáveis do lado direito da equação de regressão explicam cerca 80% da variação do PIB; uma quantidade considerável. O consumo do governo tem o maior impacto sobre PIB. Um aumento de 1% no primeiro eleva o PIB em 0.37%.

Outra maneira de contornar o problema da correlação espúria entre as variáveis verificar se existe um vetor de cointegração entre elas. Se as séries forem cointegradas, a regressão pode ser realizada utilizando as variáveis em nível com a vantagem que as informações de longo prazo são mantidas nos resultados da regressão. A condição para existência de cointegração é que o termo de erro da regressão estimada deve ser estacionário.

Os mesmos procedimentos dos testes ADF foram seguidos para estabelecer o número das defasagens que devem ser incluídas no teste e para a determinação de inclusão de constante e tendência (Tabela 3). Esse mesmo procedimento foi utilizado para determinar a especificação do mecanismo de correção de erros (Tabela 4). Existem ao menos dois vetores de cointegração, como pode ser visto pelos resultados da Tabela 3:

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of Cointegrating Vectors
0.554093	120.0439	87.31	96.58	None **
0.474361	74.81585	62.99	70.05	At most 1 **
0.309218	38.80000	42.44	48.45	At most 2
0.194227	18.08383	25.32	30.45	At most 3
0.101450	5.990469	12.25	16.26	At most 4

Nota: Número de defasagens de ΔY , ΔX , ΔI , ΔG , $\Delta M3$ incluídas no modelo para a realização dos testes = 1 até 3. Também foram incluídos um intercepto e uma tendência determinística.

Os resultados sugerem que os resíduos da regressão são estacionários. Assim, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Neste caso, a regressão por MQO em que são empregadas as variáveis em nível fornece melhores estimativas dos parâmetros, pois elas capturam a relação de longo prazo entre as variáveis. No entanto, há evidências de autocorrelação na

¹¹ Os resultados estão disponíveis com os autores.

regressão das variáveis em nível¹². Para corrigir esse problema, foi utilizado o método de regressão de Cochrane-Orcutt com uma defasagem (AR1). Os resultados são apresentados abaixo:

Equação de Regressão 2 – Regressão pelo método Cochrane-Orcutt AR(1)

$$Y = 0.8971 + 0.1539X + 0 + 0.013I$$

(0.23039)
(0.016)
(0)
(0.01)
desvio-p
(3.89)
(9.16)
(0.0)
(0.0)
estatist

R² Ajustado = 0.9524 DW Original = 1
N = 59 F(4, 54) = 2 DW Transformad

As conclusões são semelhantes às anteriores, com as variáveis em primeira diferença. Os coeficientes têm os mesmos sinais e suas magnitudes sofreram pequenas alterações, com exceção do coeficiente da oferta de moeda, mas ele continua sendo não significativo. Como esperado, o R² ajustado e as estatísticas t calculadas tiveram seus valores majorados.

Para verificar para ver se existe problema de endogeneidade das variáveis explanatórias, foi utilizado o mecanismo de correção de erros, sendo este estimado pelo método de Johansen. Os resultados são relatados na Tabela 4. O termo da correção de erro indica qual variável se ajusta ao equilíbrio de longo prazo existente entre o PIB real e as demais variáveis.

Tabela 4 – Resultados do vetor de correção de erros

	ΔY	ΔX	ΔI	ΔG	$\Delta M3$
Termo de correção de erro	1.100	-0.945	3.657	-0.304	-1.4779
(estatística t)	(3.9317)	(-0.807)	(5.547)	(-0.883)	(-1.3251)
(desvio padrão)	(0.2798)	(1.170)	(0.659)	(0.344)	(1.1153)
R ² ajustado	0.87	0.70	0.60	0.83	-0.092
Desvio padrão (equação)	0.013	0.058	0.032	0.017	0.0555

Notas: Número de defasagens de ΔY , ΔX , ΔI , ΔG , $\Delta M3$ incluídos no modelo de correção de erro = 1 até 3. No vetor de correção de erros também foram incluídos um intercepto e uma tendência determinística.

Os resultados da Tabela 4 indicam que Y e I ajustam aos desvios do equilíbrio de longo prazo. Conseqüentemente, há evidências da existência de uma relação de causalidade bidirecional entre o PIB real e o montante real de investimentos, além de uma causalidade unidirecional do montante real de exportações e do consumo do governo para o PIB real e nível real de investimentos.

Deve-se ressaltar que, com base nos coeficientes estimados da equação de regressão 2, para cada 1% de aumento no consumo real do governo, a elevação do PIB real é de 0,36%. Dessa forma, supondo que a arrecadação tributária nas três esferas de governo seja de aproximadamente 40% do PIB, um aumento dos gastos de consumo corrente do governo na ordem de 1% geraria um aumento da arrecadação tributária de aproximadamente 0,15%, resultando assim num aumento déficit público. Dada a elevada carga tributária existente na economia brasileira (cerca de 40%) e a elevada dívida pública como proporção do PIB (cerca de 51% em termos líquidos) segue-se que, nas condições atuais, não é possível puxar o crescimento da economia brasileira por intermédio de um aumento dos gastos de consumo corrente do governo. A única fonte “autônoma” de demanda capaz de induzir uma aceleração do crescimento é a demanda por exportações. Em outras palavras, o modelo de crescimento da economia brasileira deve ser do tipo “*export-led growth*”.

¹² Os resultados estão disponíveis com os autores.

A oferta de moeda não se ajusta a desequilíbrios de longo prazo, mas como ela não é significativa, não é possível afirmar que essa variável tenha alguma influência sobre Y e I . Dessa forma, parece pouco provável que a política monetária tenha efeitos persistentes sobre o crescimento da economia brasileira. Isso porque, o ritmo de crescimento do volume de meios de pagamento no sentido amplo parece não ter influência estatisticamente significativa sobre o comportamento do PIB real e/ou do investimento.

Exceto pela oferta de moeda, os resultados apresentados na presente seção são muito similares aos encontrados por Atesoglu (2002). As relações de causalidade dão suporte à abordagem Keynesiana apresentada na seção anterior segundo a qual as exportações e os gastos do governo são as fontes fundamentais de crescimento econômico no longo-prazo; fazendo-se a ressalva de que, no caso brasileiro, em função da forte crise fiscal, não parece ser possível puxar o crescimento da economia por intermédio de uma política de expansão dos gastos de consumo corrente do governo. A saída para a retomada do crescimento da economia brasileira a altas taxas é optar por um modelo do tipo “*export-led growth*”.

3.2 A taxa natural de crescimento da economia brasileira é endógena?

Na presente sub-seção pretendemos testar a endogeneidade da taxa natural de crescimento para a economia brasileira. Essa seção é baseada em um estudo realizado por Ledesma e Thirlwall (2002). Utilizando o conceito de Okun (1962 citado por Ledesma e Thirlwall 2002), a taxa natural de crescimento (g_n) é aquela que mantém constante o nível de desemprego. Okun (1962 citado por Ledesma e Thirlwall 2002) emprega a seguinte especificação para a variação no nível percentual do desemprego:

$$(4) \quad \Delta\%U = a - b(g)$$

onde U é o nível de desemprego, g é a taxa de crescimento do produto e a e b são duas constantes. Pela equação (4.1), quando $\Delta\%U = 0$, a taxa natural de crescimento é definida por a/b .

Pelo fato de que algumas pessoas deixam de procurar trabalho quando a taxa de crescimento é baixa, é possível que o coeficiente a seja subestimado. Nesse caso, a taxa de crescimento da economia também seria subestimada. Por outro lado, em períodos de elevado crescimento parte do trabalho adicional necessário para aumentar a produção é proveniente de trabalho que estava ocioso e por horas extras. Assim, o b acaba sendo subestimado, o que leva a uma sobrestimação da taxa natural de crescimento. Assim, a taxa natural de crescimento pode ser sub ou sobrestimada dependendo de qual dos dois efeitos prevalecer.

Uma abordagem diferente para estimar a taxa natural de crescimento, na tentativa de contornar tais problemas, foi desenvolvida por Thirlwall (1969):

$$(5) \quad g = a_1 - b_1(\Delta\%U)$$

Na equação (5), quando a variação na taxa de desemprego é zero, temos que:

$$(6) \quad g = a_1$$

Assim, a taxa natural de crescimento é definida pelo intercepto da equação de regressão. O problema de se utilizar a equação (5) é que a taxa natural de crescimento é endógena e, desse modo, os coeficientes estimados serão tendenciosos.

Uma vez estimada a taxa natural de crescimento, podemos criar uma variável *dummy* que tome o valor 1 (um) quando a taxa de crescimento da economia for maior do que a natural estimadas pelas equações (4) ou (5) e 0 (zero) caso contrário. Com a introdução da variável *dummy*, temos a seguinte equação de regressão:

$$(7) \quad g = a_2 + b_2 D + c_2 (\Delta\%U)$$

onde D representa a variável *dummy*. Na especificação da equação (7) são estimadas duas taxas naturais de crescimento. A primeira é estimada para os períodos em que a taxa de crescimento é maior do que a natural dada pela equação (5). Nesse caso, a taxa natural de crescimento é igual a $a_2 + b_2$. A segunda é estimada levando em consideração os períodos em que a taxa de crescimento é menor do que a natural dada pela equação (5). Nesse caso, a taxa natural é a_2 .

Por ser uma taxa natural, seria de se esperar que ela não se alterasse com variações que viessem a ocorrer na taxa de crescimento da economia. Se isso é verdade, o coeficiente da variável *dummy* deve ser não significativo. Caso contrário, a taxa natural de crescimento (g_n) é endógena e responde a mudanças que venham a ocorrer na taxa de crescimento da economia (g).

A base de dados utilizada no presente estudo para realizar a análise de regressão é composta pelas variáveis PIB e desemprego. O nível de desemprego é proveniente da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados são mensais, mas foram transformados em trimestrais a partir de uma média aritmética dos três meses de cada trimestre¹³. O Índice Encadeado do PIB tem como base o Sistema de Contas Nacionais do IBGE (IBGE/SCN)¹⁴. O período de análise vai do primeiro trimestre de 1980 até o último de 2002. As duas variáveis foram transformadas em taxas de crescimento e, desse modo, perdeu-se a primeira observação de cada série. Assim, restaram 91 observações para a realização da análise empírica.

Considerando as séries de dados trimestrais, as estimativas da taxa natural de crescimento (TNC), utilizando as equações (4) e (5), são dadas na Tabela 5:

TABELA 5 – ESTIMAÇÃO DA TAXA NATURAL UTILIZANDO AS EQUAÇÕES DE OKUN E DE THIRLWALL

	Método	interceção	coeficiente ang	DW	R ² Aj.	TNC
Equação (4)	RR	1,61 (0,99)	-2,70*** (3,49)	2,32	0,11	0,60
Equação (5)	MQO	0,59** (2,99)	-0,053*** (4,12)	1,89	0,15	0,59

Notas: *** é significativo ao nível de 1%; ** é significativo ao nível de 5%; * é significativo ao nível de 10%. MQO é o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários; RR é o método de regressão robusta para corrigir problemas de não-normalidade dos resíduos e heterocedasticidade. DW é o valor do teste de Durbin-Watson para autocorrelação de primeira ordem; R² Aj. é o R² Ajustado; e TNC é a Taxa Natural de Crescimento.

A taxa de crescimento dada por cada uma das equações são muito semelhantes, o que dá maior credibilidade aos resultados encontrados, apesar dos possíveis problemas mencionados anteriormente.

Com uma taxa natural de crescimento em torno de 0,60% por trimestre, temos uma taxa anualizada próxima de 2,50%. Assim, segundo as equações de regressão utilizadas, podemos dizer que, entre 1980 e 2002, a taxa de crescimento que mantém a taxa de desemprego constante no Brasil ficou perto de 2,50.

Na Tabela 6, podemos ver os resultados das equações de regressão (7). A sigla MA na Tabela 6 implica que a taxa de crescimento do PIB é uma média móvel formada por três trimestres.

¹³ A partir dos dados mensais, cada ano foi dividido em quatro trimestres pela soma do desemprego de cada três meses dividido por três. 1º trimestre: taxa de desemprego de (Janeiro + Fevereiro + Março)/3; 2º trimestre: taxa de desemprego de (Abril + Maio + Junho)/3; 3º trimestre: taxa de desemprego de (Julho + Agosto + Setembro)/3; 4º trimestre: taxa de desemprego de (Outubro + Novembro + Dezembro)/3.

¹⁴ Série encadeada do índice trimestral de base móvel com ajuste sazonal, com média 1990 = 100.

TABELA 6 – ESTIMAÇÃO DA TAXA NATURAL UTILIZANDO AS EQUAÇÕES DE OKUN E DE THIRLWALL COM VARIÁVEL *DUMMY*

	<i>método</i>	<i>intercepto</i>	<i>coeficiente a</i>	<i>coeficiente a</i>	<i>D</i>	<i>R²</i>	<i>TNC (g)</i>	<i>TNC (g)</i>
Equação (7)	MQO	-0,84* (-4,40)	2,85*** (10,40)	0,03** (-3,35)	2,	0,	-0,8	2,01
Equação (7) MA	PWE	-0,26 (-1,66)	1,56*** (10,26)	0,011* (-2,14)	1,	0,	-0,2	1,3

Notas: *** é significativo ao nível de 1%; ** é significativo ao nível de 5%; * é significativo ao nível de 10%. MQO é o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários; PWER é o método de Prais-Winsten para corrigir problemas de autocorrelação; PWER é o método de Prais-Winsten com erros robustos para corrigir problemas de autocorrelação e heterocedasticidade. DW é o valor do teste de Durbin-Watson para autocorrelação de primeira ordem; R^2 Aj. é o R^2 Ajustado; TNC é a Taxa Natural de Crescimento; e MA é a equação de regressão utilizando médias móveis de três trimestres.

Os resultados da regressão (7) indicam que a taxa natural de crescimento responde ao crescimento que ocorre de fato na economia. Por exemplo, pelos resultados da primeira linha poderíamos dizer que em períodos de elevado crescimento, a taxa natural fica em torno de 8%, enquanto que em períodos de baixo crescimento ou recessão, a taxa natural é negativa, ficando próxima de -3,5%.

Cabe lembrar que os dados são trimestrais e, desse modo, a amplitude de variação é grande. Essa é outra vantagem de se utilizar médias móveis, pois acabam suavizando as oscilações que ocorrem de um semestre para outro. Isso fica claro quando analisamos a segunda linha da Tabela 2. Nesse caso, a taxa natural de crescimento anual em períodos de bonança ficaria em torno de 5,2%, enquanto que em tempos mais tempestuosos, ela ficaria próxima de -1%.

Os testes indicam que a taxa natural de crescimento da economia brasileira é uma variável endógena, podendo assim ser afetada pelas condições de demanda prevalentes na economia brasileira. Além disso, verificamos que as estimativas para a taxa natural de crescimento (nos períodos de boom) variam entre 5,2% a.a. e 8% a.a. Portanto, ao que tudo indica a economia brasileira pode crescer a taxas muito superiores a 3,5% a.a. sem gerar pressões inflacionárias. As restrições ao crescimento da economia brasileira não advêm, portanto, das condições de oferta da economia, mas do lado da demanda agregada.

5 – Conclusões.

Ao longo deste artigo discutimos a economia do crescimento puxado pela demanda agregada, tendo como objetivo responder a duas perguntas fundamentais, a saber: i) por que o ritmo de crescimento da economia brasileira se desacelerou nas últimas duas décadas relativamente ao período 1950-1980; ii) o que deve ser feito, em termos de formulação de política econômica, para uma aceleração sustentável do crescimento da economia brasileira?

No que se refere a primeira pergunta rejeitamos a resposta baseada na metodologia da contabilidade do crescimento segundo a qual, na ausência de reformas do lado da oferta, a economia brasileira pode crescer, no máximo, a uma taxa de 3,5% a.a no longo-prazo.

Nossa resposta a primeira pergunta tem como fundamento a teoria do crescimento puxado pela demanda agregada. Com efeito, os testes econométricos realizados na seção 4 do presente artigo mostram que 95% do crescimento do PIB real no período 1990-2005 é explicado por variáveis do lado da demanda agregada da economia, corroborando a hipótese de crescimento puxado pela demanda agregada para a economia brasileira. Além disso, com base na metodologia desenvolvida por Ledesma e Thirlwall (2002), mostramos que a taxa natural de crescimento da economia brasileira é endógena, aumentando significativamente nos períodos de *boom*. Dessa

forma, não parecem existir restrições do lado da oferta da economia para um crescimento mais acelerado da economia brasileira.

Nesse contexto, a economia brasileira teria enfrentado uma desaceleração no ritmo de crescimento no início dos anos 1980 devido ao esgotamento do padrão de expansão da demanda agregada vigente desde 1964, qual seja: a expansão dos gastos de consumo em bens duráveis de luxo viabilizada por uma crescente concentração de renda nas classes média e alta. Dessa forma, a semi-estagnação da economia brasileira resulta da inexistência, nas condições atuais, de um modelo consistente de expansão da demanda agregada.

Os testes econométricos também mostraram que o multiplicador dos gastos de consumo corrente do governo é aproximadamente igual a 0,37 de tal forma que um aumento de 1% dos gastos de consumo corrente do governo irá resultar num aumento de 0,37% do PIB real brasileiro. Tomando-se como base uma carga tributária de cerca de 40% do PIB, segue-se que um aumento de 1% dos gastos de consumo corrente do governo irá aumentar a receita tributária em apenas 0,15% do PIB. Daqui se segue que em função da crise fiscal do Estado Brasileiro, expressa pela combinação entre elevada dívida pública como proporção do PIB, carga tributária elevada e reduzido investimento público em obras de infra-estrutura; não é possível puxar o crescimento da economia brasileira por intermédio de uma política de expansão dos gastos de consumo corrente do governo. A única alternativa disponível é a adoção de um modelo de crescimento do tipo *export-led*.

A adoção desse modelo de crescimento exige a adoção de políticas que visem aumentar a elasticidade renda das exportações – o que teria o efeito de aumentar a taxa de crescimento de longo-prazo da economia brasileira. Um determinante importante da elasticidade-renda das exportações é a taxa real de câmbio. As evidências empíricas apresentadas ao longo do artigo mostram que países em desenvolvimento se baseiam em taxas de câmbio depreciadas para compensar a sua desvantagem tecnológica com respeito aos países desenvolvidos no comércio internacional. Dessa forma, a adoção de um modelo de desenvolvimento do tipo *export-led* pela economia brasileira exige que se abandone o modelo de câmbio apreciado vigente no Brasil desde 2005.

Referências Bibliográficas.

- ASTERIOU, D. (2006). *Applied Econometrics: A Modern approach using Eviews and Microfit*. Palgrave Macmillan: New York.
- ATESOGLU, H.S. (2002). “Growth and Fluctuations in the USA: a demand oriented approach” In: SETTERFIELD, M. (org.). *The Economics of Demand-Led Growth*. Edward Elgar: Aldershot.
- BARBOSA, F.H. (2006). “Brasil X Coréia do Sul”. *Boletim Economia & Tecnologia*, Ano 02, Vol. 4. CEPEC: UFPR.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. (2004). *Desenvolvimento e Crise no Brasil*. Editora 34: São Paulo.
- DORNBUSCH, R.; FISHER, S.; SAMUELSON, P. (1977). “Comparative advantage, trade and payments in a Ricardian Model with continuum of goods”. *American Economic Review*, vol. 67, Nº 5.
- DOSI, G; PAVITT, K; SOETE, L. (1990). *The Economics of Technical Change and International Trade*. Macmillan Press: Londres.
- FAGERBERG, J. (1988). “Why Growth Rates Differ” In: DOSI, G *et al.* (orgs.). *Technical Change and Economic Theory*. Pinter Publishers: Londres.
- FRANCO, G.H.B. (1999). *O Desafio Brasileiro*. Editora 34: São Paulo.
- HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton.
- HARROD, R. (1939). “An Essay in Dynamic Theory”. *The Economic Journal*, vol. 49.
- INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS, www.imfstatistics.org . Acesso em: 10/01/2007.
- KALDOR, N. (1957). “A Model of Economic Growth”. *The Economic Journal*, vol. 67, n.268, p. 591-624.

- (1988). “The Role of Effective Demand in the Short and Long-Run Growth” In: Barrère, A. (org.). *The Foundations of Keynesian Analysis*. Macmillan Press: Londres.
- LEDESMA, M.L. (2002). “Accumulation, Innovation and Catching-up: an extended cumulative growth model”. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 26, n.2.
- LEDESMA, M.L; THIRLWALL, A. (2002). “The Endogeneity of the Natural Rate of Growth”. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 26, N.4.
- MADDISON, A. (1991). *Historia del Desarrollo Capitalista*. Ariel, Barcelona.
- (2007). *Historical Statistics for the World Economy: 1 – 2003 AD*. Disponível em: www.ggdc.net. Acesso em: 01/03/2007.
- McCOMBIE, J.S.L; ROBERTS. M. (2002). “The Role of the Balance of Payments in Economic Growth” In: SETTERFIELD, M. (org.). *The Economics of Demand-Led Growth*. Edward Elgar: Aldershot.
- NEWAY, W; KENNETH, W. (1987). “A simple, positive semi-definite, heteroskedastic and auto-correlation consistent covariance matrix”. *Econometrica*, 55(3), pp.703-708.
- PARK, H.M. (2003). Testing Normality in SAS, STATA, and SPSS. Site: <http://pytheas.ucs.indiana.edu>. Site acessado em 09/09/2006.
- SETTERFIELD, M. (1997). *Rapid Growth and Relative Decline*. Macmillan Press: Londres.
- THIRLWALL, A. (1969). “Okun’s Law and the natural rate of growth. *The Southern Economic Journal*, Vol. 36, N. 1.
- (1997). “Reflections on the Concept of Balance-of-Payments-Constrained Growth Rates”. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 19, N.3.
- (2001). “The relation between the warranted growth rate, the natural growth rate and the balance of payments equilibrium growth rates”. *Journal of Post Keynesian Economics*
- (2002). *The Nature of Economic Growth*. Edward Elgar: Aldershot.

ANEXO - TABELA 1 : TESTES PARA ESCOLHA DO MODELO

	MODELO 1		MODELO 2	
EQUAÇÃO	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln CB$	p-valor	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln CB + c_3 \ln HR$	p-valor
c_1	0,7828	0,7758	1,2942	0,6441
c_2	0,0306	0,9583	-0,1627	0,7873
c_3			-0,1259	0,3257
R^2		0,0000		0,0035
JB		0,9656		0,9111
White		0,1049		0,1346
DW		1,7070		1,7678
	MODELO 3		MODELO 4	
EQUAÇÃO	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln CB^2 + c_3 \ln CB$	p-valor	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln CB^2 + c_3 \ln CB + c_4 \ln HR$	p-valor
c_1	258,1090	0,0081	256,6109	0,0157
c_2	11,8989	0,0083	11,8287	0,0162
c_3	-110,7427	0,0082	-110,0947	0,0160
c_4			-0,0049	0,9683
R^2		0,2314		0,2314
JB		0,8954		0,8929
White		0,5708		0,4623
DW		1,5727		1,5753
	MODELO 5		MODELO 6	
EQUAÇÃO	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln CB^2 + c_3 \ln CB + c_4 \ln HR^2 + c_5 \ln HR$	p-valor	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln HR$	p-valor
c_1	267,1872	0,0079	0,5401	0,0002
c_2	12,3168	0,013	-0,1183	0,3350
c_3	-114,6664	0,0134		
c_4	-0,2136	0,3363		
c_5	-0,4218	0,35		
R^2		0,2599		0,0332
JB		0,7508		0,8566
White		0,2624		0,2042
DW		1,6103		1,8001
	MODELO 7		MODELO 8	
EQUAÇÃO	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln HR^2 + c_3 \ln HR$	p-valor	$\ln ERX = c_1 + c_2 \ln HR^2 + c_3 \ln HR + c_4 \ln CB$	p-valor
c_1	0,9580	0,0418	1,7778	0,5434
c_2	-0,0498	0,7032	-0,0495	0,7101
c_3	-0,5215	0,4065	-0,5387	0,4018
c_4			-0,1736	0,776
R^2		0,0466		0,0496
JB		0,7550		0,8329
White		0,1685		0,2301
DW		1,8250		1,3788

Nota: $\ln ERX$ é o logaritmo da elasticidade renda das exportações, $\ln CB$ o da taxa real de câmbio e $\ln HR$ o do hiato de renda *per capita*. O *p-valor* identifica a qual nível de confiança os coeficientes estimados são significativos. *DW* é o valor do teste Durbin-Watson para detecção de auto-correlação entre os resíduos. *JB* é o teste Jarque-Bera, o qual verifica se os erros das equações estimadas são normalmente distribuídos e *White* o teste de White verifica a existência de heteroscedasticia. Para a interpretação adequada dos testes ver Asteriou (2006) e Hamilton (1994).