

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

# Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico

---

Uma Análise Empírica Baseada no Modelo Balassa-Samuelson

**Danilo Macedo Santos Sampaio**

São Paulo  
Junho de 2008

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

# Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico

---

Uma Análise Empírica Baseada no Modelo Balassa-Samuelson

**Danilo Macedo Santos Sampaio**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia de Empresas.

Área de Concentração: Economia

Orientador: Paulo Sérgio de Oliveira Simões Gala

São Paulo  
Junho de 2008

Sampaio, Danilo Macedo Santos.

Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico: Uma Análise Empírica Baseada no Modelo Balassa-Samuelson / Danilo Macedo Santos Sampaio. 2008. 57 f.

Orientador: Paulo Sérgio de Oliveira Simões Gala.

Dissertação (Mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política Cambial. 2. Desenvolvimento Econômico. 3. Câmbio de Equilíbrio. 4. Efeito Balassa-Samuelson. I. Paulo Sérgio de Oliveira Simões Gala. II. Dissertação (MPA) - Escola de Economia de São Paulo. III. Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico: Uma Análise Empírica Baseada no Modelo Balassa-Samuelson.

CDU 336.748

# Desequilíbrio Cambial e Crescimento Econômico

---

Uma Análise Empírica Baseada no Modelo Balassa-Samuelson

**Danilo Macedo Santos Sampaio**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia de Empresas.

Data de Aprovação: 06 de junho de 2008

**Banca Examinadora:**

Professor orientador: Paulo Sérgio de Oliveira Simões Gala

Professor Dr. Claudio Ribeiro Lucinda

Professor Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

*Dedico este trabalho à minha família.*

**Resumo:**

A maioria dos trabalhos empíricos atuais utiliza somente os diferenciais de produtividade para estimar o efeito Balassa-Samuelson. Porém, o modelo em que se baseia esta abordagem assume algumas hipóteses importantes que podem ser relaxadas. A primeira parte deste trabalho busca estimar o efeito Balassa-Samuelson relaxando a hipótese de que o setor produtor de bens não-comercializáveis tem o mesmo tamanho em todos os países do mundo. Posteriormente, utilizando uma abordagem proposta por Rodrik (2007), os resultados obtidos na estimação do efeito Balassa-Samuelson são utilizados para calcular um índice de desequilíbrio do câmbio real. Por fim, o efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico é estimado, verificando se os resultados encontrados por Rodrik (2007) se mantêm.

**Palavras-chave:** Política Cambial, Desenvolvimento Econômico, Câmbio de Equilíbrio e Efeito Balassa-Samuelson

**Abstract:**

Most empirical approaches only use productivity differentials to estimate the Balassa-Samuelson effect. Despite of that, the Balassa-Samuelson model assumes some important hypotheses that are generally ignored. Initially, this work intends to estimate the Balassa-Samuelson effect relaxing the hypothesis that the productive sectors (tradables and non-tradables) have the same relative size in all the countries. Following Rodrik (2007), a real exchange rate disequilibrium index is computed using the results of the Balassa-Samuelson effect estimation. After that, I estimate the effect of real exchange rate misalignment on economic growth and verify if Rodrik's conclusions still hold.

**Keywords:** Exchange Rate Policy, Economic Development, Equilibrium Exchange Rate and Balassa-Samuelson Effect.



## Sumário

1	Introdução .....	9
2	O Modelo Balassa-Samuelson .....	12
3	Estimando o Modelo Balassa-Samuelson .....	18
3.1	O Modelo Balassa-Samuelson Tradicional .....	20
3.1.1	Modelo Pooled Ordinary Least Squares (POLS) .....	20
3.1.2	Modelos com Termos Constantes Não-Observados.....	22
3.1.3	Generalized Method of Moments (GMM) .....	23
3.2	O Modelo Balassa-Samuelson Ampliado: Setor de Bens Não-comercializáveis de Diferentes Tamanhos Relativos ( $\alpha \neq \alpha^*$ ) .....	25
3.2.1	Modelo Pooled Ordinary Least Squares.....	26
3.2.2	Modelos com Termo Constante Não-Observados.....	27
3.2.3	Generalized Methods of Moments .....	29
3.3	Conclusões .....	30
4	Desalinhamentos Cambiais e Crescimento .....	32
4.1	Abordagem Empírica .....	33
4.2	Modelo Balassa-Samuelson Tradicional .....	35
4.2.1	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo de Efeitos Fixos .....	36
4.2.2	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Difference GMM”... ..	37
4.2.3	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “System GMM” .....	38
4.3	Modelo Balassa-Samuelson Ampliado .....	39

4.3.1	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Pooled Ordinary Least Squares” .....	40
4.3.2	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo de Efeitos Fixos .....	41
4.3.3	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Difference GMM” ...	42
4.3.4	Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “System GMM” .....	44
5	Conclusões .....	45
	Referências.....	50
	Apêndice.....	52

## 1 Introdução

Nos últimos anos, a discussão em relação ao papel de políticas cambiais como indutoras do desenvolvimento econômico voltou ao centro do debate político e acadêmico. Alguns fatos importantes da recente história econômica mundial como, por exemplo, as crises financeiras internacionais<sup>1</sup> dos últimos 15 anos, o sucesso no processo de desenvolvimento econômico por parte de alguns países asiáticos e a relação simbiótica entre China e Estados Unidos, parecem ter contribuído para isto. Porém, apesar do grande número de trabalhos e frentes de pesquisas, pontos de concordância ainda são bastante raros.

Este trabalho busca contribuir com este debate sob uma perspectiva empírica de longo prazo já que, segundo algumas correntes de pensamento econômico, a administração do nível de câmbio real pode estimular a acumulação de capital e o progresso tecnológico e, conseqüentemente, o desenvolvimento econômico<sup>2</sup>. Em particular, até que ponto as informações disponíveis e novas técnicas econométricas ratificam a importância da taxa de câmbio real como determinante da trajetória de crescimento econômico dos países no longo prazo?

Apesar da taxa de câmbio real ter um papel central no estudo da macroeconomia aberta, o debate entre as escolas de pensamento econômico em relação ao conceito de câmbio de equilíbrio e ao efeito de desalinhamentos cambiais sobre o crescimento continua intenso e longe de um consenso. Dentro deste debate e trabalhando de forma independente em 1964, Bela Balassa e Paul Samuelson publicaram dois textos seminais que constituem uma das bases teóricas para a crítica à teoria da paridade de poder de compra absoluta. O ponto crucial da análise feita por estes dois autores foi identificar como taxas de crescimento desiguais da produtividade entre os setores produtivos de uma economia (bens comercializáveis e bens não-comercializáveis) poderiam afetar a estrutura de preços de um país.

---

<sup>1</sup> Por exemplo, México (1995), Leste Asiático (1997), Rússia (1998), Brasil (1999) e Argentina (2001).

<sup>2</sup> Segundo Ha-Joon Chang (2003, p.65), “despite some remarkably strong historical patterns, there is also considerable diversity in the exact mix of policy tools used for industrial promotion across countries. This, in turn, implies that there is no ‘one-size-fits-all’ model for industrial development – only broad guiding principles and various examples from which to learn.”

A teoria da paridade do poder de compra absoluta supõe que o comércio entre países se dá em mercados perfeitamente competitivos e integrados, ou seja, assume-se que não há barreiras ao comércio, custos de transporte diferenciados, sistemas tributários distintos, etc. Neste caso, ocorreria arbitragem e equalização dos preços de todos os produtos nos diferentes mercados (vigoraria a lei do preço único). Definindo o índice de preços nacional como  $P$ , o índice de preços externo como  $P^*$  e a taxa de câmbio nominal<sup>3</sup> como  $e$ , então, pela lei do preço único:

$$e = P/P^*$$

Seguindo a teoria da paridade do poder de compra absoluta chegaremos à conclusão de que os preços de uma mesma cesta<sup>4</sup> de bens em diferentes países, quando medidos em uma mesma moeda, serão sempre iguais. Portanto:

$$\frac{e \cdot P^*}{P} = 1$$

As conclusões feitas a partir da teoria da paridade do poder de compra absoluta nunca se adequaram de forma satisfatória à realidade. O consenso atual parece ser que, no curto prazo, a paridade do poder de compra absoluta não vale. Os níveis de preços entre os países geralmente apresentam divergências significativas em relação à paridade do poder de compra quando são utilizados períodos curtos para a análise. Porém, quando são utilizados períodos de tempo mais longos<sup>5</sup>, os níveis de preços entre países tendem a variar de maneira conjunta.

Os primeiros estudos empíricos<sup>6</sup> visando mensurar o efeito Balassa-Samuelson utilizando dados das décadas de 1950, 1960 e 1970 concluíram que este efeito era estatisticamente insignificante. Porém, os estudos mais recentes parecem ir em direção oposta (um dos motivos pode ser a disponibilidade de séries de dados mais longas e para maior número de países, assim como o desenvolvimento de técnicas econométricas mais sofisticadas para este tipo de estudo). No modelo Balassa-Samuelson, os

---

<sup>3</sup> A taxa de câmbio nominal é a quantidade de unidades da moeda nacional equivalente a uma unidade da moeda do país estrangeiro.

<sup>4</sup> Segundo Asea e Corden (1994, p.3): "If the same goods enter each country's market basket with identical weights then the law of one price extends to aggregate price levels."

<sup>5</sup> Atualmente, a maioria dos estudos empíricos costuma usar períodos de 3 a 5 anos.

<sup>6</sup> Como exemplo, Officer (1982).

diferenciais de produtividade entre os setores produtivos de uma economia<sup>7</sup> são fator determinante na alteração da estrutura de preços internos e, portanto, na determinação da taxa de câmbio real. Supondo que o mercado de trabalho doméstico seja integrado, uma maior produtividade no setor de bens comercializáveis elevaria os salários de toda a economia. Como a produtividade do setor produtor de bens não-comercializáveis não cresceu, o aumento dos salários irá se refletir em aumentos de preços. Portanto, o nível de preços<sup>8</sup> dos países mais produtivos (desenvolvidos) seria mais alto, mesmo se alguns dos bens produzidos internamente tivessem seus preços equalizados pelo comércio internacional. Segundo Balassa (1964, p.586): “the currency of the country with the higher productivity levels will appear to be overvalued in terms of purchasing-power parity.”

A maioria dos trabalhos empíricos busca estimar o efeito Balassa-Samuelson utilizando apenas os diferenciais de produtividade como variável de controle. Neste caso, a taxa de câmbio real é regredida em relação a alguma “proxy” da produtividade (geralmente, o produto interno bruto per capita). Esta será o tipo de abordagem inicialmente utilizada neste trabalho. A seção 3.1 se propõe a estimar o modelo Balassa-Samuelson tradicional<sup>9</sup> seguindo de perto o trabalho de Dani Rodrik (2007), que utilizou somente o “pooled ordinary least squares” para estimar o efeito Balassa-Samuelson. Neste ponto serão acrescentados e analisados os resultados obtidos na estimação do modelo Balassa-Samuelson tradicional utilizando também modelos econométricos mais sofisticadas como, por exemplo, o modelo de efeitos fixos, o modelo “difference gmm” e o modelo “system gmm”.

No capítulo 2 o modelo Balassa-Samuelson será derivado de maneira formal. Ele assume algumas hipóteses importantes, o que abre caminho para a inclusão de outros tipos de variáveis de controle na equação do modelo. Assim, na seção 3.2, mais uma variável de controle será introduzida no modelo e passaremos a chamá-lo de modelo Balassa-Samuelson ampliado. Como será visto no capítulo 2, o modelo Balassa-Samuelson tradicional assume que os dois setores produtivos (bens

---

<sup>7</sup> Vale lembrar que no modelo Balassa-Samuelson os aumentos de produtividade ocorrem somente no setor produtor de bens comercializáveis.

<sup>8</sup> Que é uma média ponderada dos níveis de preços dos bens comercializáveis e dos bens não comercializáveis.

<sup>9</sup> O modelo tradicional, como é sugerido pelo próprio nome, é a abordagem empírica comumente usada em trabalhos econométricos. Nestes, o efeito Balassa-Samuelson é estimado através de uma regressão controlada apenas pelos diferenciais de produtividade entre os diversos países.

comercializáveis e bens não-comercializáveis) têm o mesmo tamanho relativo em todos os países. No modelo ampliado esta hipótese será relaxada. Para isto, a variável grau de abertura (a soma das importações e exportação como proporção do produto interno líquido) será utilizada como “proxy” para o tamanho relativo dos setor produtor de bens comercializáveis.

No capítulo 4, um índice de desequilíbrio cambial será calculado utilizando novamente uma abordagem proposta por Rodrik (2007). Ao calcular a taxa de câmbio real de equilíbrio (e, posteriormente, um índice de desequilíbrio cambial) para diversos países, Rodrik (2007) utilizou somente o modelo tradicional para estimar o efeito Balassa-Samuelson. Aqui, neste trabalho, os resultados obtidos na estimação dos modelos Balassa-Samuelson ampliado também serão usados para calcular a taxa de câmbio real de equilíbrio e, posteriormente, o índice de desequilíbrio cambial para diversos países. Assim, utilizando o índice de desequilíbrio cambial calculado a partir dos dois modelos (tradicional e ampliado), será verificado qual o seu efeito sobre o crescimento econômico (a taxa de crescimento do produto interno bruto per capita). Por fim, este trabalho, após re-estimar o efeito Balassa-Samuelson, busca também verificar se os resultados obtidos por Rodrik (2007) quanto ao efeito de desequilíbrio cambiais sobre o crescimento se mantêm.

## **2 O Modelo Balassa-Samuelson**

Neste capítulo o modelo Balassa-Samuelson será derivado formalmente<sup>10</sup>. Primeiro, supõe-se um país pequeno em relação ao resto do mundo e que tome a taxa de juros internacional como dada. Pode-se também considerar que apenas dois tipos de produtos são produzidos no mundo: bens comercializáveis e bens não-comercializáveis. Os bens comercializáveis têm seu preço cotado no mercado internacional, enquanto que, os bens não-comercializáveis têm seus preços cotados apenas no mercado doméstico.

O modelo Balassa-Samuelson leva especialmente em consideração dois fatores de produção: o trabalho e o capital. O capital tem mobilidade, tanto entre os dois setores produtivos, quanto entre os países. Desta forma, a livre mobilidade do capital entre

---

<sup>10</sup> Derivação baseada principalmente em Benaroya e Janci (1999, p.227-229).

países evita a influência da demanda sobre o nível de preços doméstico e segundo Bahmani-Oskooee (2005, p.692): “domestic price level (...) is entirely determined by the movement in the real factors such as productivity shock in the traded goods sectors.”

As características do trabalho têm um papel determinante no modelo Balassa-Samuelson. Primeiro, o modelo assume que o mercado de trabalho doméstico também é integrado, ou seja, ocorre arbitragem entre os salários dos trabalhadores do setor produtor de bens comercializáveis e o setor produtor de bens não-comercializáveis. Porém, o trabalho não tem mobilidade internacional e trabalhadores em países diferentes podem ter salários reais diferentes. Além disso, outro ponto importante é que todas as economias do mundo estão operando ao nível de pleno emprego.

O ponto crucial da análise feita a partir do modelo Balassa-Samuelson são as distintas características atribuídas aos dois setores produtivos. No setor produtor de bens comercializáveis, o preço do bem comercializável ( $P_T^*$ )<sup>11</sup> é igual à margem do produtor<sup>12</sup> multiplicada pelo custo do trabalho por unidade produzida. Por sua vez, o custo do trabalho por unidade produzida é igual à razão entre o salário nominal no mundo ( $w^*$ ) e a produtividade no mundo ( $\pi_T^*$ ). Usando o logaritmo natural<sup>13</sup>:

#### **Equação 2.1**

$$P_T^* = w^* - \pi_T^*$$

Como a lei do preço único vale no setor de bens comercializáveis, há arbitragem entre os preços internos e externos. Assim, o preço de um bem comercializável no mercado doméstico é igual ao preço desse mesmo bem no mercado internacional multiplicado pela taxa de câmbio real ( $e$ ):

#### **Equação 2.2**

$$P_T = P_T^* + e$$

---

<sup>11</sup> As variáveis para o mercado internacional estão identificadas com asterisco.

<sup>12</sup> A margem do produtor pode ser considerada constante já que assumiu-se a hipótese de que o capital tem mobilidade entre os setores produtivos e, também, entre os países.

<sup>13</sup> Toda a derivação do modelo é feita utilizando variáveis transformadas.

Por hipótese, os aumentos de produtividade ocorrem exclusivamente no setor produtor de bens comercializáveis. Dado que o capital apresenta mobilidade perfeita e que os preços dos produtos deste setor são determinados no mercado internacional, aumentos de produtividade implicam necessariamente em aumentos dos salários nominais e reais. Além disso, assume-se que o trabalho tem mobilidade entre os dois setores da economia. Assim, serão os salários do setor produtor de bens comercializáveis que determinarão os salários desta economia hipotética.

### **Equação 2.3**

$$w = P_T + \pi_T$$

Sabendo que o mercado de trabalho doméstico é integrado, o maior salário dos trabalhadores no setor produtor de bens comercializáveis elevará o salário dos trabalhadores no setor produtor de bens não-comercializáveis. Porém, o preço dos bens não-comercializáveis também é determinado pelo custo do trabalho por unidade produzida e assim:

### **Equação 2.4**

$$P_{NT} = w - \pi_{NT}$$

Como o trabalho não tem mobilidade internacional, a equação 2.4 também vale para os outros países e pode-se concluir que:

### **Equação 2.5**

$$P_{NT}^* = w^* - \pi_{NT}^*$$

Substituindo a equação 2.3 na equação 2.4 e rearranjando, chegamos à equação 2.6. Esta equação expressa a idéia de que quanto maior for a diferença entre a produtividade do setor de bens comercializáveis em relação a produtividade do setor de bens não-comercializáveis, maior será a diferença entre os preços dos bens não-comercializáveis em relação aos preços dos bens comercializáveis. Esta conclusão decorre da hipótese de mercados de trabalho são integrados (setor de bens comercializáveis e não-comercializáveis dentro de um mesmo país). Assim, uma maior produtividade no setor produtor de bens comercializáveis elevará o salário dos trabalhadores deste setor e do setor produtor de bens não-comercializáveis. Porém, este aumento de salários no setor



de bens não-comercializáveis não é acompanhado por um aumento da produtividade de seus trabalhadores e assim chegamos a conclusão expressa na equação 2.6.

**Equação 2.6**

$$P_{NT} - P_T = \pi_T - \pi_{NT}$$

Definindo  $\alpha$  como o tamanho do setor de bens não-comercializáveis e o nível de preços da economia ( $P$ ) como a média ponderada dos preços do setor produtor de bens comercializáveis ( $P_T$ ) e dos preços do setor produtor de bens não-comercializáveis ( $P_{NT}$ ), temos que:

**Equação 2.7**

$$P = \alpha P_{NT} + (1 - \alpha) P_T$$

Pode-se assumir que a mesma relação vale para o resto do mundo e assim:

**Equação 2.8**

$$P^* = \alpha^* P_{NT}^* + (1 - \alpha^*) P_T^*$$

Levando em conta a teoria da paridade do poder de compra absoluta, a taxa de real de câmbio pode ser definida como:

**Equação 2.9**

$$e_{PPP} = P - P^*$$

Utilizando as equações 2.7, 2.8 e 2.9, pode-se derivar a diferença entre a taxa de câmbio equilíbrio e a taxa de câmbio compatível com a teoria da paridade do poder de compra absoluta.

**Equação 2.10**

$$e - e_{PPP} = e - P + P^* = (e - P_T + P_T^*) - \alpha(P_{NT} - P_T) + \alpha^*(P_{NT}^* - P_T^*)$$

A equação 2.10 demonstra que a diferença entre a taxa de câmbio de equilíbrio e a taxa de câmbio compatível com a teoria da paridade do poder de compra absoluta é função da taxa de câmbio real, do nível de preços do setor de bens comercializáveis e do nível de preços do setor de bens não-comercializáveis. Sabendo que a taxa de câmbio real é função do nível de preços dos bens comercializáveis dentro do país e no mercado internacional e que a lei do preço único (equação 2.2) nos garante que  $P_T - P_T^* - e = 0$ , temos:

#### **Equação 2.11**

$$e - e_{PPP} = -\alpha(P_{NT} - P_T) + \alpha^*(P_{NT}^* - P_T^*)$$

Utilizando a equação 2.6 e rearranjando os termos da equação 2.11, temos que a diferença entre a taxa de câmbio de equilíbrio e a taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra absoluta pode ser expressa como uma função entre as diferenças de produtividades dos setores produtivos (bens comercializáveis e bens não-comercializáveis). Assim:

#### **Equação 2.12**

$$e - e_{PPP} = \alpha^*(\pi_T^* - \pi_{NT}^*) - \alpha(\pi_T - \pi_{NT})$$

Assim como o nível de preços, pode-se definir a produtividade nacional como a média ponderada das produtividades nos dois setores da economia: o setor produtor de bens comercializáveis e o setor produtor de bens não-comercializáveis. Assim, na equação 2.13:

#### **Equação 2.13**

$$\pi = \alpha\pi_{NT} + (1 - \alpha)\pi_T$$

A produtividade no mundo pode ser definida de maneira análoga, ou seja, pela equação 2.14:

#### **Equação 2.14**

$$\pi^* = \alpha^*\pi_{NT}^* + (1 - \alpha^*)\pi_T^*$$

Utilizando a equação 2.13, fica claro que a produtividade de um país é função das produtividades em cada um de seus setores produtivos. Além disso, por hipótese, o crescimento da produtividade da economia como um todo se deve exclusivamente a aumentos de produtividade ocorridos no setor de bens comercializáveis. Assim, quanto maior a produtividade no setor produtor de bens comercializáveis, maior será a produtividade da economia como um todo e maior será a diferença entre as produtividades dos dois setores produtivos. Esta idéia pode ser expressa através da equação 2.15, ou seja, a produtividade total (ou média) da economia tem uma correlação positiva com a diferença entre as produtividades dos dois setores produtivos (bens comercializáveis e bens não-comercializáveis). Desta maneira, existe uma constante  $k$  positiva e uma constante  $c$  tal que:

#### Equação 2.15

$$\pi_T - \pi_{NT} = k\pi + c$$

Substituindo a equação 2.15 na equação 2.12 e rearranjando, temos:

#### Equação 2.16

$$e - e_{PPP} = \alpha^* k\pi^* - \alpha k\pi - c(\alpha - \alpha^*)$$

Somando  $\alpha^* k\pi$  aos dois lados da equação e rearranjando, temos:

#### Equação 2.17

$$e - e_{PPP} = (-k\alpha^*)(\pi - \pi^*) - k(\alpha - \alpha^*)\pi - c(\alpha - \alpha^*)$$

Esta é a equação central do modelo Balassa-Samuelson. Através dela pode-se perceber que a diferença entre a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio de equilíbrio é uma função da produtividade doméstica ( $\pi$ ) e do tamanho do setor produtor de bens não-comercializáveis doméstico ( $\alpha$ )<sup>14</sup>. Um segundo ponto importante em relação à equação 2.17 é que ela determina as abordagens de estimação que serão utilizadas no capítulo 3 deste trabalho. Mais precisamente, na seção 3.2 será estimado o modelo Balassa-Samuelson ampliado. Nele, a diferença entre a taxa de câmbio real de equilíbrio e a taxa de câmbio real compatível com a teoria da paridade do poder de compra

<sup>14</sup> Pode-se considerar a produtividade mundial ( $\pi^*$ ) e o tamanho do setor produtor de bens não-comercializáveis no mundo ( $\alpha^*$ ) como dados.

absoluta é função da produtividade doméstica e do tamanho do setor produtor de bens não-comercializáveis, ou seja, a própria equação 2.17.

Na seção 3.1, será estimado o modelo Balassa-Samuelson tradicional. Como já foi explicitado anteriormente, o modelo Balassa-Samuelson tradicional é o modelo geralmente utilizado nos trabalhos empíricos. Neste modelo, assume-se uma hipótese adicional de que o tamanho relativo do setor de bens não-comercializáveis é o mesmo em todos os países do mundo, ou seja,  $\alpha = \alpha^*$ . Portanto, a equação 2.17 pode ser simplificada:

### Equação 2.18

$$e - e_{PPP} = (-k\alpha^*)(\pi - \pi^*)$$

Considerando o produto interno bruto per capita como uma “proxy” para produtividade, podemos concluir que para uma economia em desenvolvimento  $e_{PPP} < e$ , ou seja, a taxa de câmbio de equilíbrio será mais depreciada do que a taxa de câmbio compatível com a teoria da paridade do poder de compra absoluta.

## 3 Estimando o Modelo Balassa-Samuelson

Para estimar o efeito Balassa-Samuelson serão utilizadas as informações obtidas na Penn World Tables 6.2 (Heston, Summers, and Atina 2006). Esta base de dados contém informações referentes a 188 países para o período 1950-2004. Porém, foram excluídas as séries de informações de três países (Iraque, Laos e República Popular da Coreia)<sup>15</sup> devido a resultados estranhos obtidos para o índice de desequilíbrio cambial (que será calculado no capítulo 4). Portanto, inicialmente será usada nas estimações feitas neste trabalho uma base de dados construída a partir da PWT 6.2 e contendo somente informações referentes a 185 países<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup> Rodrik (2007) também exclui estes países quando calcula o seu “undervaluation index”. Porém, ao estimar o efeito Balassa-Samuelson, utiliza as informações de todos os países. A lista completa com os 188 países disponíveis na PWT 6.2 pode ser encontrada no apêndice 1.

<sup>16</sup> Na verdade, nas estimações posteriores, serão excluídos mais alguns países e períodos da base de dados original como forma de provar a robustez dos resultados. Contudo, este procedimento será explicitado de maneira mais detalhada no momento oportuno.

A idéia central da teoria da paridade do poder de compra absoluta é que uma unidade de qualquer moeda no mundo deve ter o mesmo poder de compra sobre uma dada cesta de bens. Como vimos na seção anterior, o modelo Balassa-Samuelson altera esta afirmação ao concluir diferenciais de produtividade entre os países afetam o poder de compra das moedas em relação à uma mesma cesta de bens. Portanto, apesar de chegar a conclusões diferentes, as duas teorias assumem esta cesta de bens teórica, igual em todos os países, sendo ela a base de cálculo dos níveis de preço dos diferentes países.

Neste momento surge mais um problema para os trabalhos empíricos que buscam estimar o efeito Balassa-Samuelson. Os níveis de preço divulgados pelos diferentes países refletem variações de preços em cestas de bens diferentes. A composição da cesta de bens usada no cálculo do nível de preços de um país qualquer reflete a utilidade de cada um destes bens neste determinado país. Assim, este fato gera uma dificuldade na estimação do efeito Balassa-Samuelson já que não podemos simplesmente usar os níveis de preço divulgados. Neste contexto, a PWT 6.2 se torna ainda mais importante como fonte de dados ao calcular e publicar séries com os níveis de preços dos diversos países levando em consideração uma mesma cesta de bens.

Outro problema importante que deve ser levado em conta e que já foi explicitado anteriormente é que estudos recentes em relação à paridade do poder de compra parecem concluir que esta não vigora no curto prazo. Porém, começa a vigorar em períodos mais longos como, por exemplo, períodos entre 3 e 5 anos. Portanto, seguindo estes estudos recentes, os 55 anos da base de dados original foram convertidos em 11 períodos (médias) de 5 anos<sup>17</sup>. Após expor os motivos e as vantagens da base de dados usada e comentar as transformações feitas em suas séries, inicia-se a descrição da abordagem de estimação do modelo Balassa-Samuelson. Inicialmente, na seção 3.1, será especificado e estimado o modelo Balassa-Samuelson tradicional e, na seqüência, na seção 3.2, o mesmo procedimento será realizado em relação ao modelo Balassa-Samuelson ampliado.

---

<sup>17</sup> A relação de períodos usados neste trabalho pode ser vista no apêndice 2.

### 3.1 O Modelo Balassa-Samuelson Tradicional

#### 3.1.1 Modelo Pooled Ordinary Least Squares (POLS)

O primeiro passo é calcular a taxa de câmbio real (RER) usando a taxa de câmbio nominal (XRAT) e o fator de conversão para a paridade de poder de compra (PPP)<sup>18</sup>. A variável PPP para um país qualquer da base de dados é simplesmente a razão entre o nível de preços deste país e o nível de preços dos EUA. Assim,

##### Equação 3.1.1.1

$$\ln RER_{i,t} = \ln XRAT_{i,t} - \ln PPP_{i,t}$$

onde,

*i* = índice para país

*t* = índice para período

A paridade do poder de compra absoluta seria satisfeita se o valor encontrado para **RER** fosse igual a 1. A maior parte dos resultados parece confirmar a idéia de que a teoria da paridade do poder de compra absoluta não se mantém empiricamente. Valores para **RER** maiores do que 1 significam que a moeda nacional esta depreciada, enquanto que valores para RER menores do que 1 significam que a moeda esta apreciada. Seguindo a idéia do modelo Balassa-Samuelson, os diferenciais de produtividade entre os países devem ser levados em consideração na estimação do câmbio real de equilíbrio. Assim, usando o produto interno bruto per capita (**RGDPCH**) como uma “proxy” para a produtividade, a taxa de câmbio real (**RER**) foi regredida em relação a **RGDPCH**.

##### Equação 3.1.1.2

$$\ln RER_{i,t} = \alpha + \beta \cdot \ln RGDPCH_{i,t} + f_t + u_{i,t}$$

onde,

*f<sub>t</sub>* = dummies para período

*u<sub>i,t</sub>* = termo de erro

---

<sup>18</sup> Maiores detalhes sobre as variáveis originais da PWT 6.2 utilizadas neste trabalho podem ser obtidos no apêndice 3. Além disso, XRAT e PPP são expressas como unidades da moeda nacional por dólar americano.

Inicialmente, a equação 3.1.1.2 foi estimada através da abordagem do “pooled ordinary least squares”. No apêndice 4 fica demonstrado que os resíduos são heterocedásticos e autocorrelacionados e, assim, os resultados expostos na tabela 3.1.1 foram obtidos através da estimação utilizando a matriz de variância robusta.

Um segundo detalhe importante é que o painel usado não é balanceado (algumas informações para os quatro primeiros períodos não estão disponíveis para todos os países). Porém, a partir do quinto período e excluindo mais 34 países, o painel passa a ser balanceado<sup>19</sup>. O problema com um painel não-balanceado é que o padrão de disponibilidade das variáveis pode estar correlacionado ao termo de erro da regressão, o que pode gerar viés e inconsistência dos coeficientes estimados. Uma maneira de testar a existência de viés de seleção é comparar os resultados obtidos na estimação utilizando sub-amostras não-balanceadas e balanceadas. A obtenção de valores aproximadamente iguais dos coeficientes estimados indicaria que não há problema de viés de seleção. Assim, a equação 3.1.1.2 foi estimada diversas vezes usando sub-amostras do painel original. Na última estimação (7 períodos e 151 países), o painel se torna balanceado. Analisando a tabela 3.1.1, verifica-se que os coeficientes estimados para as diferentes sub-amostras não diferem muito. Nas estimações feitas, o coeficiente para **lnRGDPCH** é sempre significativa a 1%. Usando todos os dados disponíveis no painel (11 períodos e 185 países), estimou-se um efeito Balassa-Samuelson de aproximadamente -0.23 e altamente significativa, o que sugere que um aumento na renda de 10% gera uma apreciação da taxa de câmbio de equilíbrio de aproximadamente 2.3%.

**Tabela 3.1.1 – Resultados do Modelo POLS<sup>20</sup>**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.2270	-0.2257	-0.2324	-0.2313	-0.2478	-0.2471
	(0.0106)*	(0.0102)*	(0.0111)*	(0.01068)*	(0.0119)*	(0.0114)*
<b>n. obs.</b>	1484	1392	1353	1261	1157	1065

Fonte: Elaboração própria.

\* Significante a 1%.

<sup>19</sup> Portanto, o painel balanceado usado aqui terá somente 7 períodos e 151 países. A lista com os 34 países excluídos para se obter o painel balanceado pode ser encontrada no apêndice 5.

<sup>20</sup> Em todas as tabelas, exceto quando mencionado, os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão.

### 3.1.2 Modelos com Termos Constantes Não-Observados

Como mencionado anteriormente, o termo de erro na estimação da equação 3.1.1.2 apresenta autocorrelação serial. Segundo Wooldridge (2002, p.176): "One interpretation of serial correlation in the errors of a panel data model is that the error in each period contains a time-constant omitted factor". Assim, abre-se a possibilidade de utilização de abordagens econométricas mais modernas (modelo de efeito fixo, modelo de efeito aleatório e o modelo em primeiras diferenças), que levem em consideração a presença de fatores constantes no tempo no termo de erro de cada país, na estimação do efeito Balassa-Samuelson. Assim, a seguinte equação será estimada:

#### Equação 3.1.2

$$\ln RER_{i,t} = \alpha + \beta \cdot \ln RGDPCH_{i,t} + f_t + c_i + u_{i,t}$$

onde,

$c_i =$  *efeito fixo não observado para cada país.*

Por sua vez, estas abordagens econométricas também assumem hipóteses importantes e que devem ser verificadas. Primeiro, deve-se testar a própria hipótese de que existe um termo constante não-observável no erro da estimação. Além disso, mais uma vez há a possibilidade da presença de resíduos heterocedásticos e autocorrelacionados. O apêndice 6 contém uma breve explicação e também os resultados para os testes realizados. Segundo estes resultados, pode-se concluir que há a presença de um termo constante observável no erro e que é necessário usar a matriz de variância robusta nas estimações.

Outro ponto importante que merece atenção é a possível correlação contemporânea do erro composto com a variável explicativa. O teste apresentado no apêndice 7 sugere que há correlação entre o efeito não-observado e a variável explicativa do modelo. Assim, deve-se descartar o modelo de efeitos aleatórios na estimação do efeito Balassa-Samuelson, já que uma de suas hipóteses é violada.

Por fim, para garantir a confiabilidade dos coeficientes estimados pelos modelos de efeitos fixos e em primeiras diferenças, deve-se testar a exogeneidade estrita do termo de erro, já que a taxa de câmbio real de equilíbrio no período t (variável dependente do



modelo) pode afetar o produto interno bruto per capita no período t+1 (variável independente do modelo). O resultado do teste realizado pode ser examinado no apêndice 8 e sugere que o termo de erro é estritamente exógeno, satisfazendo a hipótese assumida pelos modelos. A tabela 3.1.2.1 mostra o resultado das estimações usando o modelo de efeitos fixos e a matriz de variância robusta.

**Tabela 3.1.2.1 – Resultados Modelo de Efeitos Fixos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.0578	-0.0650	-0.0297	-0.0375	-0.0560	-0.0671
	(0.0380)	(0.0380)***	(0.0376)	(0.0375)	(0.0396)	(0.0396)***
<b>n. obs.</b>	1484	1384	1353	1188	1157	1057

Fonte: Elaboração própria

\*\*\* Significante a 10%

Pode-se perceber que todos os coeficientes estimados têm o sinal esperado (negativo). Porém, apenas em dois casos os coeficientes foram significantes a 10%. Se o nível de significância fosse aumentado para 15%, os coeficientes estimados para 7 e 11 períodos também seriam considerados significantes. Como há indícios de que o termo de erro idiossincrático é autocorrelacionado, então, pode-se tentar ganhar eficiência usando o modelo em primeiras diferenças. Porém, como se pode perceber através da tabela 3.1.2.2, todos os coeficientes estimados são não significantes.

**Tabela 3.1.2.2 - Resultados Modelo em Primeiras Diferenças**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	0.0749	0.0272	0.0792	0.0295	0.0878	0.0328
	(0.0617)	(0.0577)	(0.0638)	(0.0598)	(0.0704)	(0.0665)
<b>n. obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

### 3.1.3 Generalized Method of Moments (GMM)

Outro ponto importante que devemos levar em conta na estimação do efeito Balassa-Samuelson é o possível problema de endogeneidade das variáveis explicativas,

levando em consideração não somente a causalidade reversa (a taxa de crescimento do produto interno bruto per capita pode afetar a taxa de câmbio de equilíbrio e/ou o grau de abertura da economia), mas também outros problemas como a omissão de variáveis importantes e/ou erros de medida. Uma ferramenta poderosa neste caso são os modelos dinâmicos para dados em painel baseados no “generalized method of moments” de Hansen (1982). Aqui neste trabalho serão usados dois estimadores desta família: o “difference gmm” e “system gmm”.

A base de dados usada continua a ser truncadas em relação ao número de países e o número de períodos. Vale lembrar que quantidades diferentes de defasagens<sup>21</sup> foram usadas como instrumentos nas estimações realizadas e os resultados das tabelas 3.1.4.1 e 3.1.4.2 são das equações que melhor se ajustaram às diferentes bases de dados. A tabela 3.1.4.1 resume os resultados obtido na estimação do efeito Balassa-Samuelson usando a abordagem do “difference gmm”. Na maioria dos casos, o efeito Balassa-Samuelson estimado utilizando o “difference gmm” é mais forte do que o obtido com o modelo “system gmm”. Porém, somente os coeficientes obtidos para 11 e 7 períodos são significantes.

**Tabela 3.1.3.1 – Resultados Difference GMM**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.5409	-0.1281	-0.612	-0.1754	0.5656	-0.2677
	(0.2729)**	(0.3337)	(0.3357)	(0.4278)	(0.1936)*	(0.4403)
<b>n. de instrumentos</b>	42	24	28	18	10	12
<b>n. de observações</b>	1299	1233	1168	1102	972	906
<b>Arellano-Bond test for AR(2) -Prob &gt; z</b>	0.082	0.017	0.194	0.008	0.021	0.01
<b>Sargan test of overid. restrictions (Prob &gt; chi2)</b>	0.000	0.735	0.012	0.443	0.874	0.447
<b>Hansen test of overid. restriction (Prob &gt; chi2)</b>	0.321	0.768	0.684	0.584	0.384	0.344

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

A tabela 3.1.4.2 sintetiza os resultados obtidos usando o “system gmm”. Todos os coeficientes obtidos têm o sinal esperado, sendo que a maioria também é significativa. Um fato importante que deve ser notado é que os coeficientes indicam um efeito

<sup>21</sup> As diferentes especificações podem ser encontradas no apêndice 10 e 11.

Balassa-Samuelson mais fraco em comparação aos resultados obtidos na estimação utilizando o modelo POLS.

**Tabela 3.1.4.2 – Resultados System GMM**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.1739	-0.1704	-0.20	-0.1308	-0.1459	-0.1578
	(0.065)*	(0.046)*	(0.087)**	(0.054)	(0.049)*	(0.047)*
<b>n. de instrumentos</b>	52	27	26	21	12	12
<b>n. de observações</b>	1484	1384	1353	1253	1157	1057
<b>Arellano-Bond test for AR(2) - Prob &gt; z</b>	0.117	0.024	0.049	0.017	0.010	0.004
<b>Sargan test of overid. restrictions (Prob &gt; chi2)</b>	0.109	0.000	0.006	0.000	0.797	0.335
<b>Hansen test of overid. restriction (Prob &gt; chi2)</b>	0.031	0.744	0.804	0.716	0.598	0.237

Fonte: Elaboração própria.

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

### 3.2 O Modelo Balassa-Samuelson Ampliado: Setor de Bens Não-comercializáveis de Diferentes Tamanhos Relativos ( $\alpha \neq \alpha^*$ )

Um dos objetivos deste trabalho é estimar o efeito Balassa-Samuelson relaxando uma de suas hipóteses. Como foi demonstrado no capítulo 2, o modelo Balassa-Samuelson tradicional assume que o tamanho relativo dos setores produtivos (bens comercializáveis e bens não-comercializáveis) é o mesmo em todos os países do mundo. Assim, de acordo com a equação 2.17, deve-se esperar uma relação linear negativa entre o tamanho relativo do setor de bens não-comercializáveis e a diferença entre a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real compatível com a paridade do poder de compra.

Supondo um país desenvolvido (ou seja, com produtividade acima da média mundial), quanto mais importante for a participação do setor de bens não-comercializáveis na economia deste país, mais valorizada estará a moeda em relação à taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra. Como os preços dos bens não-comercializáveis terão um peso mais acentuado na composição do nível de preço deste país, então a taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra vai depreciar (lembre-se que  $e_{PPP} = P - P^*$ ). Assim, a taxa de câmbio corrente estará ainda mais apreciada em relação à taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra.

Raciocinando de maneira análoga e supondo um país em desenvolvimento, quanto menor for o tamanho relativo do setor produtor de bens não-comercializáveis, maior será a diferença entre a taxa de câmbio corrente e a taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra. Desta maneira, a taxa de câmbio real corrente estará mais depreciada em relação à taxa de câmbio real compatível com a paridade do poder de compra.

Este trabalho utiliza uma “proxy” para o tamanho do setor de bens comercializáveis (**OPENK**). De fato, essa variável é a razão entre o tamanho do comércio exterior (a soma das exportações e das importações) sobre o PIB líquido do país. Quanto maior o tamanho relativo do setor de bens comercializáveis, menor o tamanho relativo do setor de bens não-comercializáveis e, portanto, menor será seu efeito sobre o nível de preços. Assim, espera-se que a inserção dessa nova variável contrabalance o efeito dos diferenciais de produtividade (quanto menor o setor de bens comercializáveis, mais apreciada estará a taxa de câmbio em relação à taxa de câmbio compatível com a paridade do poder de compra).

### 3.2.1 Modelo Pooled Ordinary Least Squares

Usando os mesmos procedimentos da seção 3.1.1, a seguinte equação será estimada:

#### Equação 3.2.1

$$\ln RER_{i,t} = \alpha + \beta \ln RGDPC_{i,t} + \delta \ln OPENK_{i,t} + f_t + u_{i,t}$$

onde,

$f_t =$  *dummies para período*

$u_{i,t} =$  *termo de erro*

Os coeficientes estimados utilizando a matriz de variância robusta<sup>22</sup> são os apresentados na tabela 3.2.1. Pode-se perceber que os resultados para os coeficientes de **lnRGDPCH** continuam significantes a 1% e não apresentam problemas de viés de seleção. O coeficiente estimado para o painel completo e não-balanceado (11 períodos e 185 países) tem o sinal esperado e é muito próximo do coeficiente estimado para o modelo

<sup>22</sup> Mais uma vez há indícios de que os resíduos da estimação são heterocedásticos e autocorrelacionados. Os resultados e detalhes dos testes realizados podem ser consultados no apêndice 12.

Balassa-Samuelson tradicional. Assim, um aumento de renda de 10% gera uma apreciação da taxa de câmbio de equilíbrio de aproximadamente 2.3%.

O mesmo não acontece com os coeficientes estimados para **lnOPENK**. Quando foram utilizadas todas as informações disponíveis (11 períodos e 185 países), chegou-se a um coeficiente estimado de aproximadamente 0.052 e significativo a 1%, enquanto que, para o painel balanceado, o coeficiente estimado é de apenas 0.017 e não é significativo. Porém, dentre os coeficientes considerados significantes, todos têm valores bem próximos uns dos outros. Um segundo fato positivo é que todos os coeficientes estimados têm o sinal esperado, ou seja, positivo.

**Tabela 3.2.1 – Resultados Modelo POLS**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.2315 (0.0106)*	-0.2285 (0.0101)*	-0.2376 (0.0111)*	-0.2340 (0.0106)*	-0.2540 (0.0122)*	-0.2494 (0.0116)*
<b>lnOPENK</b>	.0515 (0.0162)*	.0315 (0.0159)**	.0493 (0.0175)*	.0262 (0.0171)	.0466 (0.0201)**	.0175 (0.0196)
<b>No. Obs.</b>	1484	1392	1353	1261	1157	1065

Fonte: Elaboração própria.

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%

### 3.2.2 Modelos com Termo Constante Não-Observados

Os resíduos autocorrelacionados indicam a presença de um efeito constante e não-observado no termo de erro. Assim, os modelos de efeitos aleatórios, efeitos fixos e em primeiras diferenças novamente se tornam opções atraentes para a estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado. A equação 3.2.1 foi estimada usando o painel balanceado (7 períodos e 151 países) e os resultados dos testes para presença do efeito não observado, de autocorrelação e homocedasticidade são mostrados nos apêndices 13. Estes resultados indicam a presença do efeito não-observado e que a matriz de variância robusta deve ser utilizada na estimação da equação 3.2.1.

Novamente a possível correlação entre o efeito não-observado e as variáveis explicativas deve ser testada. Os resultados são mostrados no apêndice 14. A hipótese de que os coeficientes estimados através modelos de efeitos aleatórios e de efeitos fixos são iguais pode ser rejeitada a 5% e, assim, novamente deve-se descartar a utilização do modelo de efeitos aleatórios. Quanto ao resultado do teste de exogeneidade estrita do termo de erro, este pode ser consultado no apêndice 15. Os coeficientes dos modelos de efeitos fixos e em primeiras diferenças são estatisticamente iguais. Assim, pode-se concluir que a hipótese de exogeneidade estrita é satisfeita, ou seja, os coeficientes destes dois modelos são consistentes.

A tabela 3.2.2.1 mostra os resultados obtidos para a estimação usando o modelo de efeitos fixos. Nenhuma das estimações gerou coeficientes significantes para a variável **lnRGDPCH**. Além disso, os coeficientes estimados para a variável **lnOPENK** são negativos, o que vai de encontro ao esperado segundo o modelo Balassa-Samuelson.

**Tabela 3.2.2.1 – Resultados Modelo de Efeitos Fixos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.0195 (0.0392)	-0.0235 (0.0392)	-0.0082 (0.0390)	-0.0136 (0.0390)	-0.0402 (0.0409)	-0.0488 (0.0409)
<b>lnOPENK</b>	-0.1527 (0.0327)	-0.1612 (0.0334)	-0.1059 (0.0340)*	-0.1139 (0.0350)*	-0.0847 (0.0385)**	-0.0945 (0.0400)*
No. Obs.	1484	1392	1353	1253	1157	1057

Fonte: Elaboração própria.

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%

Os resultados da estimação através do modelo em primeiras diferenças também não são animadores. Todos os coeficientes para a variável **lnRGDPCH** foram não-significantes considerando os níveis de confiança de padrão. Em relação a variável **lnOPENK**, apenas dois coeficientes não foram significantes (11 e 7 períodos). Um fato positivo é que os coeficientes estimados para as duas variáveis têm o sinal esperado, em acordo com o modelo Balassa-Samuelson.

**Tabela 3.2.2.2 - Resultados Modelo em Primeiras Diferenças**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	0.0902 (-0.0701)	0.0332 (-0.0572)	0.0808 (-0.0633)	0.0347 (-0.0591)	0.0902 (-0.0701)	0.0396 (-0.0662)
<b>lnOPENK</b>	-0.0851 (0.0625)	-0.1263 (0.053)**	-0.0945 (0.0548)***	-0.1261 (0.0557)**	-0.0851 (0.0625)	-0.1204 (0.0647)***
<b>No. Obs.</b>	1233	1238	1168	1102	972	911

Fonte: Elaboração própria.

\*\*Significante a 5%.

\*\*\* Significante a 10%

### 3.2.3 Generalized Methods of Moments

A tabela 3.2.3.1 contém os resultados obtidos através da estimação usando o “difference gmm”. Os coeficientes estimados para a variável **lnRGDPCH** são todos não significantes. Além disso, os coeficientes ora apresentam sinal positivo, ora apresentam sinal negativo. Quanto a variável **lnOPENK**, os coeficientes estimados têm o mesmo sinal. Porém, este sinal negativo é contrário ao esperado levando em consideração o modelo Balassa-Samuelson.

**Tabela 3.2.3.1 – Resultados Difference GMM<sup>23</sup>**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.1889 (0.2110)	-0.5137 (0.3281)	0.034 (0.4587)	0.048 (0.2985)	0.4127 (0.2592)	-0.0596 (0.3317)
<b>lnOPENK</b>	-0.2892 (0.1186)	-0.3171 (0.1118)	-0.4416 (0.1442)	-0.4577 (0.1320)	-0.5309 (0.1610)	-0.5489 (0.1564)
<b>n. de instrumentos</b>	48	30	22	22	14	14
<b>n. de observações</b>	1299	1233	1168	1102	972	906
<b>Arellano-Bond test for AR(2) Prob &gt; z</b>	0.024	0.117	0.01	0.008	0.002	0.02
<b>Sargan test of overid. Restrictions Prob &gt; chi2</b>	0.000	0.001	0.023	0.007	0.767	0.56
<b>Hansen test of overid. Restrictions Prob &gt; chi2</b>	0.148	0.132	0.369	0.293	0.482	0.224

Fonte: Elaboração própria.

\* Significante a 1%.

\*\*\* Significante a 10%

<sup>23</sup> As especificações das equações usadas em cada uma das estimações podem ser consultadas no Apêndice 16.

Na tabela 3.2.3.2 são encontrados os coeficientes estimados usando o modelo “system gmm”. Os coeficientes estimados para **lnRGDPCH** são não significantes, apesar de serem aproximadamente iguais aos coeficientes estimados através do “pooled ordinary least squares”. Além disso, todos os coeficientes estimados para essa variável são negativos e estão de acordo com o previsto pelo modelo Balassa-Samuelson. Quanto aos coeficientes estimados para a variável **lnOPENK**, estes também são todos não significantes. Além disso, todos os coeficientes estimados têm sinal negativo, o que contradiz as previsões do modelo Balassa-Samuelson. Outro ponto que merece destaque é que apenas três dos coeficientes estimados (11 períodos e 151 países, 7 períodos e 151 países e 7 períodos) satisfazem o teste de sobreidentificação de Hansen.

**Tabela 3.2.3.2 – Resultados System GMM<sup>24</sup>**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH</b>	-0.3132 (0.0504)	-0.2426 (0.4275)	-0.25 (0.0900)	-0.2366 (0.0523)	-0.0963 (0.0671)	-0.058 (0.0600)
<b>lnOPENK</b>	-0.0485 (0.0664)	-0.0429 (0.0586)	-0.13 (0.0960)	-0.0066 (0.0720)	-0.3142 (0.3142)	-0.2879 (0.1443)
<b>n. de instrumentos</b>	131	131	51	89	21	21
<b>n. de observações</b>	1484	1384	1353	1253	1157	1057
<b>Arellano-Bond test for AR(2) Prob &gt; z</b>	0.024	0.02	0.300	0.013	0.003	0.002
<b>Sargan test of overid. Restrictions Prob &gt; chi2</b>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
<b>Hansen test of overid. Restriction Prob &gt; chi2</b>	0.042	0.169	0.029	0.012	0.305	0.366

Fonte: Elaboração Própria

### 3.3 Conclusões

Neste capítulo o efeito Balassa-Samuelson foi estimado utilizando duas formas funcionais distintas e testando sua adequação a alguns tipos de modelos para dados em painel. A estimação do modelo tradicional (que assume a hipótese de mesmo tamanho relativo dos setores produtivos) e o modelo ampliado (que relaxa a hipótese de mesmo tamanho relativo dos setores produtivos) através do modelo POLS e utilizando todas as informações disponíveis resultou em coeficientes significantes de aproximadamente

<sup>24</sup> As especificações funcionais usadas em cada uma das estimações podem ser consultadas no apêndice 17.



-0,23 para **lnRGDPCH** nos dois casos. No modelo ampliado, o coeficiente estimado para **lnOPENK** foi de 0,05. Além disso, os coeficientes estimados têm o sinal esperado segundo o modelo Balassa-Samuelson.

Como foram encontradas indicações da presença de um termo não-observado e constante nos resíduos da estimação por “pooled ordinary least squares”, abordagens econométricas mais sofisticadas puderam ser levadas em consideração. Neste trabalho, foram utilizados três modelos: o de efeitos fixos, o de efeitos aleatório e o em primeiras diferenças. O modelo de efeitos aleatórios foi posteriormente descartado, já que a hipótese de não correlação entre as variáveis dependentes e o termo constante e não-observado era violada. Desta maneira, foram estimados os modelos Balassa-Samuelson tradicional e ampliado usando as duas abordagens mais robustas. Porém, os resultados obtidos não foram satisfatórios. Na maioria das vezes, os coeficientes estimados não foram significantes e/ou tinham o sinal invertido em relação ao esperado pela teoria.

A estimação do modelo Balassa-Samuelson tradicional utilizando o “system gmm” resultou em coeficientes significantes na maioria das vezes, enquanto que os coeficientes estimados através do “difference gmm” foram em sua maioria não significantes. Um ponto positivo que deve ser levado em consideração foi que todos os coeficientes estimados têm sinais negativos, ou seja, estão em acordo com o previsto pelo modelo Balassa-Samuelson. Por outro lado, a estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado resultou em coeficientes não significantes, tanto para **lnRGDPCH**, quanto para **lnOPENK**. Um segundo ponto negativo é que todos os coeficientes estimados para **lnOPENK** têm sinal negativo, indo de encontro ao esperado segundo o modelo Balassa-Samuelson.

Levando estes resultados em consideração, pode-se concluir que a utilização de modelos econométricos mais sofisticados na estimação do modelo Balassa-Samuelson tradicional gerou resultados satisfatórios. Um ponto negativo é que os modelos de efeitos fixos e em primeiras diferenças não geraram coeficientes estatisticamente significantes, apesar do modelo de efeitos fixos ter resultado em coeficientes com o sinal correto. Um ponto de destaque é que o modelo “system” gmm gerou resultados ótimos. Todos têm o sinal esperado segundo a teoria e são estatisticamente significantes.

O mesmo não pode ser dito em relação às estimações do modelo Balassa-Samuelson ampliado. Neste caso, somente a abordagem POLS gerou coeficientes significantes e com o sinal correto. Porém, apesar de não terem gerado resultados satisfatórios, o relaxamento da hipótese do modelo Balassa-Samuelson e a utilização de técnicas econométricas mais sofisticadas abrem um caminho interessante na direção da introdução de novas variáveis e aumento da robustez dos estudos já realizados.

#### **4 Desalinhamentos Cambiais e Crescimento**

Em seu trabalho “The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence”, Dani Rodrik sugere que há evidências de que uma taxa de câmbio real desvalorizada estimula o crescimento econômico. Como já foi mencionado no capítulo anterior, em sua abordagem empírica<sup>25</sup> este autor estima uma taxa de câmbio real de equilíbrio usando o modelo Balassa-Samuelson tradicional e o “pooled ordinary least squares”. A partir dos resultados obtidos, ele calcula um índice de desequilíbrio cambial (na verdade, o “undervaluation index”) e estima o efeito deste índice sobre o crescimento do produto interno bruto per capita usando as abordagens de efeitos fixos, “difference gmm” e o “system gmm”.

Este capítulo está dividido em três seções sendo que a primeira seção está baseada em Rodrik (2007). Nela define-se o índice de desalinhamento cambial e o modelo utilizado na estimação do efeito deste índice sobre o crescimento econômico. Ao final, os resultados obtidos por Rodrik (2007) são expostos e comentados.

Na segunda seção, os resultados obtidos na estimação do modelo Balassa-Samuelson tradicional (seção 3.1) serão usados para verificar se os resultados obtidos por Rodrik (2007) ainda se mantêm. Assim, seguindo a metodologia aplicada por Rodrik (2007), serão utilizadas as taxas de câmbio de equilíbrio obtidas através dos modelos de efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm” para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Por fim, será estimado o efeito de cada um desses índices de desequilíbrio cambial sobre a variação do produto interno bruto per capita. Vale salientar que os

---

<sup>25</sup> Neste texto, Rodrik também elabora um modelo para explicar a ligação entre a taxa de câmbio e o crescimento econômico. Para ele, a taxa de câmbio seria uma maneira de contrabalançar as falhas de mercado e as instituições fracas presentes nos países em desenvolvimento.

resultados expostos nas tabelas do capítulo 4 foram obtidos através de estimações utilizando somente o modelo de efeitos fixos. Por questão de espaço e para não tornar a leitura cansativa, os resultados obtidos através dos modelos “difference gmm” e o “system gmm” serão expostos em apêndices ao final do texto.

Na seção 4.3, os resultados obtidos na estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado através do “pooled ordinary least squares”, do modelo de efeitos fixos, do “difference gmm” e do “system gmm” serão utilizados para computar o índice de desequilíbrio cambial. Assim como na segunda seção deste capítulo, o efeito do índice de desequilíbrio cambial sobre a variação do produto interno bruto per capita será estimado usando o modelo de efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm”. Assim, na seção 4.3, este trabalho busca verificar se os resultados obtidos indicam que a taxa de câmbio real têm um papel determinante sobre a trajetória de crescimento de longo prazo dos países, apoiando os resultados encontrados por Rodrik (2007).

## 4.1 Abordagem Empírica

Seguindo a abordagem proposta por Rodrik (2007), um índice de desalinhamento cambial comparável no tempo e entre países pode ser calculado. Este índice é simplesmente a razão entre a taxa de câmbio real<sup>26</sup> e a taxa de câmbio real corrigida pelo efeito Balassa-Samuelson. Neste caso, serão usadas as previsões das estimações realizadas na seção 3.1 utilizando o modelo de efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm”. Dessa maneira, usando a transformação logarítmica:

### Equação 4.1.1

$$\ln \text{UNDerval}_{i,t} = \ln \text{RER}_{i,t} - \ln \widehat{\text{RER}}_{i,t}$$

onde,

$\ln \widehat{\text{RER}}_{i,t}$  é a taxa de câmbio prevista pelo modelo Balassa-Samuelson para o país  $i$  no período  $t$ .

Se valesse a paridade do poder de compra absoluta, então **UNDerval** seria sempre igual a 1 para todos os países. Porém, como já foi mencionado anteriormente, isto raramente ocorre. Um valor para **UNDerval** maior do que a unidade indica que a

<sup>26</sup> Calculada como na equação 3.1.1.1

moeda do país esta depreciada, ou seja, o preço doméstico de um bem é menor do que o preço internacional deste mesmo bem. Além disso, como estamos usando transformações logarítmicas das variáveis, **lnUNDERVAL** está centrada em zero.

Para estimar o efeito do desequilíbrio cambial sobre o crescimento econômico, é necessário definir esta nova variável. Neste trabalho, o crescimento do produto interno bruto per capita ( $growth_{i,t}$ ) é a taxa de crescimento anual média do produto interno bruto per capita dentro de cada um dos períodos de 5 anos. Assim, esta variável foi calculada da seguinte maneira:

#### **Equação 4.1.2**

$$growth_{i,t} = \frac{(\ln rgdpch_{i,t} - \ln rgdpch_{i,t-1})}{5}$$

Como já foi mencionado anteriormente, este trabalho busca verificar se os resultados obtidos por Rodrik (2007) se mantêm quando a taxa de câmbio real de equilíbrio corrigida pelo efeito Balassa-Samuelson é estimada usando abordagens econométricas mais sofisticadas (modelo de efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm”) e/ou quando relaxa-se a hipótese de que os setores produtivos têm o mesmo tamanho em todos os países. Portanto, visando facilitar a comparação dos resultados, a mesma forma funcional utilizada por Rodrik (2007) para estimar o efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico será empregada:

#### **Equação 4.1.3**

$$growth_{i,t} = \alpha + \beta \ln RGDPCH_{i,t-1} + \delta \ln UNDERVAL_{i,t} + f_t + u_{i,t}$$

onde,

$growth_{i,t}$  = *crescimento do produto interno per capita.*

$\ln RGDPCH_{i,t-1}$  = *termo de convergência*

Para estimar o efeito Balassa-Samuelson, Rodrik (2007) utilizou as informações disponíveis para todos os países da Penn World Table 6.2. Vale a pena lembrar que, na estimação da equação 4.1.3, as séries de dados da República Popular da Coreia, Laos e Iraque foram excluídas por Rodrik, já que resultaram em valores fora do padrão para **lnUNDERVAL**. Como foi mencionado no capítulo 3, aqui neste trabalho, as séries de

dados para estes três países não foram utilizadas em nenhuma das regressões realizadas (nem mesmo na estimação do efeito Balassa-Samuelson).

Rodrik (2007) também truncou a amostra em relação ao grau de desenvolvimento de cada um dos países. Países com renda per capita acima de \$6.000 são considerados desenvolvidos, enquanto os países com renda per capita abaixo desse valor são considerados em desenvolvimento. Assim, o autor verifica que para os países desenvolvidos o efeito estimado do desequilíbrio cambial sobre o crescimento econômico é pequeno e estatisticamente não significativo. O mesmo não acontece para os países em desenvolvimento. Neste caso, o efeito estimado é mais acentuado (aproximadamente 0.027) e estatisticamente significativo. Portanto, os resultados de Rodrik (2007) indicam que desequilíbrios cambiais só teriam efeitos importantes sobre a trajetória de crescimento econômico em países em desenvolvimento.

**Tabela 4.1 - Resultados Rodrik (2007)**

	Todos os Países	Países Desenvolvidos	Países em Desenvolvimento
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.030 (-6.62)*	-0.053 (-7.30)*	-0.039 (-5.44)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.017 (5.09)*	0.004 (0.59)	0.027 (5.73)*
<b>No. Obs.</b>	1303	513	790

Fonte: Rodrik (2007, p.14)

\* Significante a 1%.

Em parênteses valores das estatísticas t-student robustas.

## 4.2 Modelo Balassa-Samuelson Tradicional

Nesta seção, os resultados obtidos na estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio corrigida pelos diferenciais de produtividade, ou seja, utilizando o modelo Balassa-Samuelson tradicional, serão usados para verificar se os resultados obtidos por Rodrik (2007) se mantêm quando abordagens econométricas mais sofisticadas são usadas para estimar o efeito Balassa-Samuelson. Os resultados obtidos na seção 3.1 através do modelo de efeitos fixos, do “difference gmm” e do “system gmm” serão utilizados para computar o índice de desequilíbrio cambial. A partir desses índices de desequilíbrio será estimado o efeito de desalinhamentos cambiais sobre o crescimento econômico.

#### 4.2.1 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo de Efeitos Fixos

Inicialmente, os resultados obtidos ao utilizar a abordagem de efeitos fixos para estimar o efeito Balassa-Samuelson serão usados para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Pode-se perceber através da tabela 4.2.1.1 que, na maioria dos casos, o efeito do índice de desequilíbrio cambial sobre o crescimento anual do produto interno per capita é significativo e tem o sinal esperado. Porém, o coeficiente estimado é cerca de 50% menor do que o coeficiente estimado por Rodrik (2007). Um segundo ponto importante é que o termo de convergência (produto interno bruto per capita no período anterior) é significativo e tem sinal negativo. Assim, como esperado, quanto maior o patamar de desenvolvimento inicial, menor será a taxa de crescimento anual do produto interno bruto per capita. Por fim, um ponto negativo é que as duas últimas estimações de  $\ln\text{UNDerval}_{i,t}$ , utilizando a base de dados com 7 períodos, geraram coeficientes não significantes.

**Tabela 4.2.1.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0,031 (0,0047)*	-0,028 (0,0047)*	-0,0362 (0,0054)*	-0,0326 (0,0054)*	-0,0453 (0,0070)*	-0,0404 (0,0070)*
$\ln\text{UNDerval}_{i,t}$	0,0085 (0,0029)*	0,0092 (0,0029)*	0,005 (0,0033)	0,0057 (0,0033)***	-0,0003 (0,0042)	0,0008 (0,0042)
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\*\* Significante a 10%.

Rodrik (2007) testa a hipótese de que desequilíbrios cambiais somente têm efeitos sobre a trajetória de crescimento dos países em desenvolvimento. Para isso ele estima a equação 4.1.3 utilizando duas bases de dados distintas: a primeira base de dados contendo apenas as informações disponíveis para os países em desenvolvimento (com renda per capita inferior a US\$ 6.000), enquanto a segunda base de dados contém somente as informações dos países desenvolvidos. Os resultados obtidos por Rodrik (2007) validam a hipótese inicial, já que o coeficiente estimado utilizando somente a base de dados contendo os países em desenvolvimento é significativamente maior. Na

tabela 4.2.1.2 pode ser verificado que este resultado se mantém.<sup>27</sup> Além disso, todos os coeficientes estimados são significantes e têm o sinal esperado. Em particular, o coeficiente estimado para **lnUNDERVAL** é significativamente mais forte (aproximadamente 100% maior) do que os coeficientes encontrados na tabela 4.2.1.1.

**Tabela 4.2.1.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.036	-0.032	-0.041	-0.037	-0.048	-0.043
	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.009)*	(0.010)*
<b>lnUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.016	0.016	0.012	0.011	0.011	0.012
	(0.003)*	(0.003)*	(0.004)*	(0.004)*	(0.005)**	(0.005)**
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

#### 4.2.2 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Difference GMM”

Nesta seção são utilizados os resultados da estimação do efeito Balassa-Samuelson através do “difference gmm” para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Na tabela abaixo estão dispostos os resultados da estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico e, na maioria dos casos, os coeficientes estimados para **lnUNDERVAL<sub>i,t</sub>** foram significantes e tiveram o sinal esperado. Um ponto positivo é que o efeito estimado do desequilíbrio cambial sobre o crescimento do produto interno bruto per capita parece ser mais acentuado do que o estimado por Rodrik (2007)<sup>28</sup>.

<sup>27</sup> Os resultados para as estimações do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser conferidos no apêndice 18.

<sup>28</sup> Vale lembrar que, na maioria dos casos, a estimação do efeito Balassa-Samuelson através do “difference gmm” na seção 3.1 gerou coeficientes não significantes.

**Tab. 4.2.2.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0,0398 (0,0043)*	-0,0284 (0,0046)*	-0,0475 (0,0049)*	-0,0333 (0,0053)*	-0,0666 (0,0077)*	-0,0409 (0,0068)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0,0266 (0,0032)*	0,0116 (0,0029)*	0,0298 (0,0039)*	0,0119 (0,0034)*	-0,034 (0,0054)*	0,0122 (0,0043)*
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Na tabela 4.2.2.2 pode-se visualizar os resultados das estimações quando foram utilizadas somente as informações disponíveis para os países em desenvolvimento<sup>29</sup>. Mais uma vez, apenas a estimação usando a base de dados com 7 períodos e 185 países não gerou resultados de acordo com o esperado. Neste caso, apesar de significante a 1%, o coeficiente estimado para  $\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$  tem sinal negativo.

**Tab. 4.2.2.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.052 (0.007)*	-0.034 (0.007)*	-0.06 (0.007)*	-0.04 (0.007)*	-0.059 (0.010)*	-0.047 (0.009)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.033 (0.004)*	0.018 (0.003)*	0.034 (0.004)*	0.017 (0.004)*	-0.023 (0.006)*	0.022 (0.005)*
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

#### 4.2.3 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “System GMM”

Nesta seção são utilizados os coeficientes obtidos na estimação do efeito Balassa-Samuelson através do “system gmm” para calcular o índice de desequilíbrio cambial. A tabela 4.2.3.1 mostra que a maioria dos coeficientes estimados para a equação 4.1.3 são significantes e têm o sinal esperado. Um segundo ponto positivo é que os coeficientes são aproximadamente iguais aos estimados por Rodrik (2007).

<sup>29</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser verificados nos apêndice 19.



Quanto à defasagem do produto interno bruto per capita, todos os coeficientes gerados pelas estimações têm sinal negativo e são significativos à 1%.

**Tab. 4.2.3.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\lnRGDPCH_{i,t-1}$	-0,0318 (0,0046)*	-0,0288 (0,0046)*	-0,0371 (0,0052)*	-0,033 (0,0053)*	-0,0448 (0,0069)*	-0,0402 (0,0069)*
$\lnUNDERVAL_{i,t}$	0,0133 (0,0029)*	0,0132 (0,0029)*	0,013 (0,0034)*	0,0101 (0,0033)*	0,005 (0,0042)	0,006 (0,0042)
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Para os países em desenvolvimento<sup>30</sup>, os resultados obtidos se tornam ainda mais acentuados. Todos os coeficientes estimados passam a ser significantes a 1%. Além disso, os coeficientes estimados para a  $\lnRGDPCH_{i,t-1}$  e  $\lnUNDERVAL_{i,t}$  são maiores (em valor absoluto) considerando todas as bases de dados utilizadas.

**Tabela 4.2.3.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\lnRGDPCH_{i,t-1}$	-0.039 (0.007)*	-0.035 (0.007)*	-0.045 (0.007)*	-0.039 (0.007)*	-0.05 (0.009)*	-0.045 (0.009)*
$\lnUNDERVAL_{i,t}$	0.021 (0.003)*	0.02 (0.003)*	0.019 (0.004)*	0.016 (0.004)*	0.016 (0.005)*	0.016 (0.005)*
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

### 4.3 Modelo Balassa-Samuelson Ampliado

Na seção 4.2, a estratégia utilizada para tornar a análise iniciada por Rodrik (2007) mais robusta foi estimar as mesmas equações usando abordagens econométricas mais

<sup>30</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser verificados nos apêndice 20.

sofisticadas. Agora, além destes modelos econométricos mais sofisticados, o câmbio de equilíbrio estimado usando o modelo Balassa-Samuelson ampliado será utilizado para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Assim, nesta seção serão utilizados os resultados obtidos no capítulo anterior (seção 3.2) na estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado através dos modelos “pooled ordinary least squares”, de efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm”. Por fim, o índice de desequilíbrio cambial é calculado e seu efeito sobre crescimento econômico é estimado.

#### 4.3.1 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Pooled Ordinary Least Squares”

Nesta seção, os resultados obtidos na estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado através do “pooled ordinary least squares” são usados para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Na tabela 4.3.1.1 estão expostos os resultados obtidos na estimação utilizando a base de dados completa (todos os 185 países) e pode-se perceber que os resultados obtidos foram bastante próximos aos de Rodrik (2007). Na realidade, o coeficiente estimado para  $\ln\text{UNDerval}_{i,t}$  é ligeiramente menor, ou seja, o efeito do desequilíbrio cambial sobre o crescimento do PIB per capita é ligeiramente mais fraco. Um ponto positivo é que todos os coeficientes estimados são significantes a 1%, até mesmo para  $\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$ .

**Tab. 4.3.1.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.032 (0.004)*	-0.029 (0.004)*	-0.037 (0.005)*	-0.034 (0.005)*	-0.045 (0.006)*	-0.04 (0.006)*
$\ln\text{UNDerval}_{i,t}$	0.014 (0.002)*	0.015 (0.002)*	0.013 (0.003)*	0.014 (0.003)*	0.01 (0.004)*	0.011 (0.004)*
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

O mesmo que foi dito em relação aos resultados da tabela 4.3.1.1 pode ser repetido para os resultados apresentados na tabela 4.3.1.2.<sup>31</sup> Os coeficientes estimados para  $\lnRGDPCH_{i,t-1}$  e  $\lnUNDERVAL_{i,t}$  são muito próximos aos estimados por Rodrik (2007) e altamente significantes.

**Tab. 4.3.1.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\lnRGDPCH_{i,t-1}$	-0.04 (0.007)*	-0.036 (0.007)*	-0.045 (0.007)*	-0.041 (0.007)*	-0.052 (0.009)*	-0.047 (0.009)*
$\lnUNDERVAL_{i,t}$	0.023 (0.004)*	0.022 (0.004)*	0.021 (0.004)*	0.02 (0.004)*	0.022 (0.005)**	0.021 (0.005)*
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

#### 4.3.2 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo de Efeitos Fixos

Ao calcular o índice de desequilíbrio cambial usando o modelo de efeitos fixos, os coeficientes estimados para  $\lnRGDPCH_{i,t-1}$  a partir das informações disponíveis para todos os países ainda se mantêm significantes e próximos aos resultados encontrados por Rodrik (2007). O mesmo não pode ser dito em relação aos coeficientes estimados para  $\lnUNDERVAL_{i,t}$ . O efeito estimado de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento é expressivamente menor (cerca de 50%). Um ponto negativo importante é que nas estimações feitas utilizando a base de dados com apenas 7 períodos, os coeficientes estimados são estatisticamente não significantes. Além disso, na estimação usando a base de dados com 7 períodos e 185 países o coeficiente estimado tem sinal contrário ao esperado pela teoria.

<sup>31</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser verificados nos apêndice 21.

**Tab. 4.3.2.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.031	-0.028	-0.036	-0.032	-0.045	-0.040
	(0.004)*	(0.004)*	(0.005)*	(0.005)*	(0.007)*	(0.007)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.008	0.009	0.005	0.006	-0.0002	0.001
	(0.002)*	(0.002)*	(0.003)**	(0.003)**	(0.004)	(0.004)
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

A estimação utilizando somente os dados dos países em desenvolvimento<sup>32</sup> gera resultados mais próximos, porém ainda ligeiramente menores do que os coeficientes estimados por Rodrik (2007). Pode-se perceber na tabela 4.3.2.2 que os coeficientes estimados são entre 50% e 70% menores. Mais uma vez, todos os coeficientes são significantes a 1% ou 5%.

**Tab. 4.3.2.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.035	-0.031	-0.041	-0.037	-0.048	-0.043
	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.009)*	(0.010)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.015	0.014	0.011	0.011	0.011	0.011
	(0.003)*	(0.003)*	(0.004)*	(0.004)*	(0.005)**	(0.005)**
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

### 4.3.3 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “Difference GMM”

Nesta seção são utilizados os resultados da estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado através do “difference gmm”. Pode-se perceber na tabela 4.3.3.1 que ao utilizar as informações disponíveis para todos os países, os coeficientes estimados para

<sup>32</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser verificados nos apêndice 22.

$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$  foram em sua maioria positivos. Somente para o painel com 7 períodos e 185 países o coeficiente estimado foi contra o esperado, ou seja, negativo. Quanto ao valor absoluto do coeficiente estimado, ele não teve uma tendência definida. Algumas vezes foi maior enquanto que em outras vezes foi menor do que o coeficiente estimado por Rodrik (2007). Em relação a  $\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$ , todas as estimações resultaram em coeficientes significantes e com o sinal esperado (negativo).

**Tab. 4.3.3.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.033 (0.004)*	-0.038 (0.004)*	-0.036 (0.005)*	-0.032 (0.005)*	-0.053 (0.007)*	-0.050 (0.006)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.016 (0.003)*	0.027 (0.003)*	0.008 (0.003)**	0.007 (0.003)**	-0.018 (0.004)*	0.030 (0.005)*
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

Através da tabela 4.3.3.2 pode-se perceber que, ao estimar os coeficientes utilizando a base de dados que contem somente as informações dos países em desenvolvimento<sup>33</sup>, os resultados encontrados não se alteram de maneira significativa em relação aos resultados dispostos na tabela 4.3.3.1. O único ponto que merece ser mencionado é que os coeficientes estimados para  $\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$  são maiores em valor absoluto em comparação aos resultados encontrados por Rodrik (2007).

<sup>33</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países desenvolvidos podem ser verificados nos apêndice 23.

**Tab. 4.3.3.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.039	-0.046	-0.041	-0.036	-0.052	-0.057
	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.007)*	(0.010)*	(0.009)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.021	0.029	0.011	0.009	-0.011	0.031
	(0.003)*	(0.004)*	(0.004)*	(0.003)**	(0.004)**	(0.006)*
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

#### 4.3.4 Efeito Balassa-Samuelson Estimado Através do Modelo “System GMM”

Nesta seção são utilizados os resultados da estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado através do “system gmm” para calcular o índice de desequilíbrio cambial. Pode-se perceber através da tabela 4.3.4.1 que os coeficientes estimados para os painéis contendo todos os países também são muito próximos aos encontrados por Rodrik (2007). Porém, nas duas estimações em que foram utilizadas as bases de dados com somente 7 períodos, os coeficientes estimados não são significantes (apesar de terem o sinal esperado).

**Tab. 4.3.4.1 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.034	-0.029	-0.038	-0.034	-0.044	-0.040
	(0.004)*	(0.004)*	(0.005)*	(0.005)*	(0.006)*	(0.007)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.019	0.016	0.017	0.014	0.004	0.004
	(0.003)*	(0.003)*	(0.003)*	(0.003)*	(0.004)	(0.004)
<b>No. Obs.</b>	1299	1233	1168	1102	972	906

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Analisando a tabela 4.3.4.2 pode-se perceber que, quando somente os dados dos países em desenvolvimento são utilizados na estimação<sup>34</sup>, os coeficientes estimados para

<sup>34</sup> Os resultados para a estimação do efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento nos países

$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$  são maiores do que os coeficientes estimados anteriormente. Porém, continuam menores do que os coeficientes encontrados por Rodrik (2007). Um ponto positivo é que agora todos os coeficientes estimados são significantes aos níveis de confiança padrão.

**Tab. 4.3.4.2 Efeito do Desequilíbrio Cambial sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.043 (0.007)*	-0.037 (0.007)*	-0.046 (0.007)*	-0.041 (0.007)*	-0.049 (0.009)*	-0.043 (0.010)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.026 (0.004)*	0.023 (0.004)*	0.022 (0.004)*	0.02 (0.004)*	0.011 (0.004)**	0.011 (0.005)**
<b>No. Obs.</b>	790	752	701	663	569	531

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

## 5 Conclusões

A proposta deste trabalho foi verificar se os resultados encontrados por Rodrik em seu artigo “The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence” continuam válidos caso o efeito Balassa-Samuelson fosse estimado de maneira mais sofisticada e/ou robusta. A investigação dos resultados foi dividida em duas partes. Primeiro, analisou-se os resultados quanto à estimação do efeito Balassa-Samuelson, já que a sofisticação das técnicas econométricas utilizadas e/ou o relaxamento de hipóteses assumidas por Rodrik (2007) na estimação do modelo poderiam alterar a magnitude ou até mesmo a significância do efeito Balassa-Samuelson estimado. Segundo, investigou-se o efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico. Rodrik (2007) calculou um câmbio real de equilíbrio e, posteriormente, um índice de desequilíbrio cambial a partir do efeito Balassa-Samuelson estimado. O presente estudo re-calculou o índice de desequilíbrio cambial e seu efeito sobre o crescimento econômico utilizando os resultados obtidos no refinamento da estimação do efeito Balassa-Samuelson.

No capítulo 3, a sofisticação do modelo Balassa-Samuelson se deu basicamente através de duas maneiras distintas. Na primeira, foi estimada a mesma equação utilizada por Rodrik (2007) para representar o modelo Balassa-Samuelson, porém houve uma sofisticação quanto às abordagens econométricas empregadas. Em seu trabalho, Rodrik (2007) utiliza somente o modelo “pooled ordinary least squares”, enquanto que neste trabalho também foram estimados os modelos de efeito fixos, em primeiras diferenças, “difference gmm” e “system gmm”. O que ficou constado é que os coeficientes estimados para  $\ln RGDPCH_{i,t}$  foram, em sua grande maioria, significantes e tinham o sinal esperado (ou seja, negativo), corroborando a idéia defendida inicialmente por Bela Balassa (1964) e Paul Samuelson (1964) de que diferenças de produtividade entre os países tem efeito sobre a taxa de câmbio real de equilíbrio.

**Tabela 5.1 – Efeito Balassa-Samuelson (Modelo Tradicional)**

	Rodrik	Efeitos Fixos	Difference GMM	System GMM
$\ln RGDPCH_{i,t}$	-0.24 (0.012)*	0.074 (0.061)	-0.540 (0.272)**	-0.173 (0.065)*

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

A segunda abordagem escolhida para tornar a estimação do efeito Balassa-Samuelson mais robusta foi modificar a equação estimada. Na seção 3.2, a hipótese de que os setores produtivos têm o mesmo tamanho em todos os países foi relaxada, o que foi chamado de modelo Balassa-Samuelson ampliado. Assim, uma nova variável captando o tamanho do setor produtor de bens comercializáveis foi introduzida como controle na equação que foi estimada. Porém, os resultados encontrados na estimação do modelo Balassa-Samuelson ampliado não foram tão bons quanto os resultados obtidos na estimação do modelo tradicional. Somente os resultados obtidos utilizando o modelo “pooled ordinary least squares” foram significantes e com o sinal esperado segundo a teoria. A utilização dos modelos mais sofisticados (efeitos fixos, “difference gmm” e “system gmm”) gerou coeficientes não significantes ou então com sinais invertidos.



**Tabela 5.2 – Efeito Balassa-Samuelson (Modelo Ampliado)**

	POLS	Efeitos Fixos	Difference GMM	System GMM
<b>lnRGDPCH<sub>i,t</sub></b>	-0.231 (0.010)*	-0.019 (0.039)	-0.188 (0.211)	-0.313 (0.050)
<b>lnOPENK<sub>i,t</sub></b>	0.051 (0.016)*	-0.152 (0.032)	-0.289 (0.118)	-0.048 (0.066)

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Apesar dos pontos negativos, esta segunda estratégia de refinamento da estimação do efeito Balassa-Samuelson ainda é um caminho com boas opções de trabalho. Primeiro, mensurar o tamanho relativo dos setores produtivos é uma tarefa extremamente árdua e teoricamente complexa. Assim, alguma outra variável pode ser utilizada como “proxy” do tamanho dos setores produtivos, afetando positivamente os resultados das estimações. Um segundo ponto importante é que outras hipóteses assumidas pelo modelo podem ser relaxadas. Por exemplo, este trabalho ainda utiliza a hipótese de que vale a lei do preço único e esta poderia ser relaxada, pelo menos no curto prazo.

A análise dos resultados obtidos em relação ao efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico foi realizada no capítulo 4. Rodrik (2007) utilizou os resultados da estimação do efeito Balassa-Samuelson através do “pooled ordinary least squares” para obter uma taxa de câmbio de equilíbrio e assim calcular índice de desequilíbrio do câmbio real para cada um dos países da base de dados. Através desse índice, ele estima o efeito de desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico. Como mencionado no início desta seção, a idéia do capítulo 4 foi utilizar os resultados do refinamento do modelo Balassa-Samuelson (capítulo 3) para re-calcular o índice de desequilíbrio cambial e seu efeito sobre o crescimento econômico.

Na seção 4.2 foram utilizados os resultados obtidos na estimação do modelo Balassa-Samuelson tradicional para calcular o índice de desequilíbrio cambial e estimar seu efeito sobre o crescimento econômico. Os resultados obtidos para a estimação utilizando apenas as informações referentes aos países em desenvolvimento estão expostos na tabela 5.3. Os coeficientes estimados para o desequilíbrio cambial têm o sinal positivo esperado e são significantes a 1%. Porém, os coeficientes estimados usando os modelos de efeito fixo e “system gmm” indicam que o efeito de

desequilíbrios cambiais sobre o crescimento econômico é menor do que o estimado por Rodrik (2007). Além disso, todos os coeficientes estimados para o termo de convergência são negativos e significantes a 1%.

**Tabela 5.3 – Efeito de Desequilíbrios Cambiais sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento – Modelo Balassa-Samuelson Tradicional**

	Rodrik	Efeitos Fixos	Difference GMM	System GMM
<b>lnRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.039 (0.007)*	-0.036 (0.007)*	-0.052 (0.007)*	-0.039 (0.007)*
<b>lnUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.027 (0.005)*	0.016 (0.003)*	0.033 (0.004)*	0.021 (0.003)*

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Na tabela abaixo são apresentados os resultados do desalinhamento cambial sobre o crescimento econômico utilizando a taxa de câmbio de equilíbrio calculada a partir do modelo Balassa-Samuelson ampliado. As mesmas conclusões tiradas em relação à tabela 5.3 podem ser tiradas em relação à tabela 5.4. Em especial, vale salientar que todos os coeficientes estimados para *lnUNDERVAL<sub>i,t</sub>* são significantes a 1% e têm o sinal esperado. Outro ponto importante é que os resultados obtidos utilizando o modelo “pooled ordinary least squares” são muito próximos aos encontrados por Rodrik, que utilizando o modelo Balassa-Samuelson tradicional.

**Tabela 5.4 – Efeito de Desequilíbrios Cambiais sobre o Crescimento em Países em Desenvolvimento – Modelo Balassa-Samuelson Ampliado**

	POLS	Efeitos Fixos	Difference GMM	System GMM
<b>lnRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.040 (0.007)*	-0.035 (0.007)*	-0.039 (0.007)*	-0.043 (0.007)*
<b>lnUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.023 (0.004)*	0.015 (0.003)*	0.021 (0.003)*	0.026 (0.004)*

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

Assim, o refinamento da estimação do efeito Balassa-Samuelson proposto por este trabalho não altera significativamente o resultado calculado por Rodrik (2007) quanto ao impacto do desalinhamento cambial sobre o crescimento econômico. Ou seja, o

desequilíbrio cambial possui efeito positivo e significativo sobre a variação do produto interno bruto per capita dos países no longo prazo. Logo, corrobora-se a importância da administração cambial como mecanismo indutor do desenvolvimento econômico.

## Referências

- Asea, Patrick; Corden, W. Max. *The Balassa-Samuelson Model: An Overview*. Review of International Economics.
- Arellano, M., and S. Bond, *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Review of Economic Studies 58, 1991, 277-97.
- Balassa, B., *The Purchasing Power Parity Doctrine: a reappraisal*. Journal of Political Economy, p. 584-596, Dezembro, 1964.
- Benaroya, F., Janci, D., *Measuring Exchange Rates Misalignment with purchasing Power Parity Estimates*. In *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*, Stefan Collingnon, Jean Pisani-Ferry e Yung Chul Park (eds.), Routledge, New York, 1999.
- Bhagwati, J., *Why are Services Cheaper in the Poor Countries?*. Economic Journal, n. 94, Junho, 1984.
- Blundell, R., and S. Bond, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models," *Journal of Econometrics* 87, 1998, 11-143.
- Bond, S. *Dynamic Panel Data Models: a guide to micro data methods and practice*. Cemmap working paper CWP09/02, London, 2002.
- Bond, S., Hoeffler, A., Temple, J., *GMM Estimation of Empirical Growth Models*. CEPR discussion paper n.3048, London, 2001.
- Bresser- Pereira, L. C., *Brazil's Quase-Stagnation and the Growth Cum Foreign Savings Strategy*. In *International Journal of political Economy*, 32(4), p. 76-102, 2004.
- Cavallo, D., Cottani, J., Kahn, M., *Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDC'S*. In *Economic Development and Cultural Change*, 39, p. 61-76, outubro, 1990.
- Dollar, David, "Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985," *Economic Development and Cultural Change* 40 (3), 1992, 523-544.
- Easterly, William, "National policies and economic growth" in Philippe Aghion and Steven Durlauf, editors, *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, 2005.
- Edwards, S., *Exchange Rate Misalignment in Developing Countries*. The World Bank Research Observer, janeiro, n.4, Washington, 1989.
- Eichengreen, B., Hatase, M. *Can a Rapidly-Growing Export-Oriented Economy Smoothly Exit an Exchange Rate Peg? lessons for China from Japan's high-growth era*. NBER Working Paper n. 11625, Cambridge, MA, setembro, 2005.
- Elbadawi, Ibrahim, *Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates*. in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. by J. Williamson (Washington: Institute for International Economics, 1994).
- Frenkel, R., *Real Exchange Rate and Employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico*. Cedes, Buenos Aires, 2004.
- Frenkel, J. e Rose, A.. *A Panel Project on Purchasing Power Parity: mean reversion within and between countries*, *Journal of International Economics*, fevereiro, 1996.
- Friedberg, Leora. *Did unilateral divorce raise divorce rates? Evidence from panel data*. *The American Economic Review*, Vol. 88, no. 3, junho, 1998, p.608-627.

- Gala, Paulo, "Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Empirical Evidence," Sao Paulo Business Administration School, Getulio Vargas Foundation, 2007.
- Hausmann, R., Pritchett, L., Rodrik, D., Growth Accelerations. John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Abril, 2004.
- Heston, Alan, Robert Summers, and Bettina Aten, Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. setembro, 2006. Disponível em [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt\\_index.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php).
- Montiel, P., Domestic Macroeconomic Management in Emerging Countries: *lessons from the crises of the nineties*. In Macroeconomics in Emerging Markets, Cambridge University Press, 2003.
- Montiel, P, Hinkle, D., Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurement for Developing Countries. World Bank Research Publication, Oxford University Press, Oxford, 1999.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., Foundations of International Macroeconomics, MIT Press, Cambridge, 1996.
- Officer, Lawrence. Purchasing Power Parity and Exchange Rates: *Theory, Evidence and Relevance*. Greenwich, Conin. JAI Press, 1982.
- Prasad, Eswar, Raghuram Rajan, and Arvind Subramanian. *Foreign Capital and Economic Growth*,. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, março 2007.
- Razin, Ofair, and Susan M. Collins, Real Exchange Rate Misalignments and Growth, Georgetown University, 1997.
- Rodrik, Dani, *The Real Exchange Rate and Economic Growth: theory and evidence*. (Agosto/2007). Disponível em <http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/RER%20and%20growth.pdf>
- Roodman, David, *How to Do Xtabond2: an Introduction to Difference and System Gmm in Stata* (December 2006). Disponível em <http://ssrn.com/abstract=982943>.
- Williamson, J.. Estimating Equilibrium Exchange Rates, Institute for International Economics, Washington D.C., 1994.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2003) "Introductory Econometrics: a modern approach", Thomson: South Western, 2nd edition.

## Apêndice 1 – Lista dos Países

Country	Country Isocode	Country Number	Country	Country Isocode	Country Number	Country	Country Isocode	Country Number	Country	Country Isocode	Country Number	Country	Country Isocode	Country Number
Afghanistan	AFG	1	Cuba	CUB	44	Kazakhstan	KAZ	87	Panama	PAN	130	Tunisia	TUN	173
Albania	ALB	2	Cyprus	CYP	45	Kenya	KEN	88	Papua New Guinea	PNG	131	Turkey	TUR	174
Algeria	DZA	3	Czech Republic	CZE	46	Kiribati	KIR	89	Paraguay	PRY	132	Turkmenistan	TKM	175
Angola	AGO	4	Denmark	DNK	47	Korea, Dem. Rep.	PRK	90	Peru	PER	133	Uganda	UGA	176
Antigua	ATG	5	Djibouti	DJI	48	Korea, Republic of	KOR	91	Philippines	PHL	134	Ukraine	UKR	177
Argentina	ARG	6	Dominica	DMA	49	Kuwait	KWT	92	Poland	POL	135	United Arab Emirates	ARE	178
Armenia	ARM	7	Dominican Republic	DOM	50	Kyrgyzstan	KGZ	93	Portugal	PRT	136	United Kingdom	GBR	179
Australia	AUS	8	Ecuador	ECU	51	Laos	LAO	94	Puerto Rico	PRI	137	United States	USA	180
Austria	AUT	9	Egypt	EGY	52	Latvia	LVA	95	Qatar	QAT	138	Uruguay	URY	181
Azerbaijan	AZE	10	El Salvador	SLV	53	Lebanon	LBN	96	Romania	ROM	139	Uzbekistan	UZB	182
Bahamas	BHS	11	Equatorial Guinea	GNQ	54	Lesotho	LSO	97	Russia	RUS	140	Vanuatu	VUT	183
Bahrain	BHR	12	Eritrea	ERI	55	Liberia	LBR	98	Rwanda	RWA	141	Venezuela	VEN	184
Bangladesh	BGD	13	Estonia	EST	56	Libya	LBY	99	Samoa	WSM	142	Vietnam	VNM	185
Barbados	BRB	14	Ethiopia	ETH	57	Lithuania	LTU	100	Sao Tome and Principe	STP	143	Yemen	YEM	186
Belarus	BLR	15	Fiji	FJI	58	Luxembourg	LUX	101	Saudi Arabia	SAU	144	Zambia	ZMB	187
Belgium	BEL	16	Finland	FIN	59	Macao	MAC	102	Senegal	SEN	145	Zimbabwe	ZWE	188
Belize	BLZ	17	France	FRA	60	Macedonia	MKD	103	Serbia and Montenegro	SCG	146			
Benin	BEN	18	Gabon	GAB	61	Madagascar	MDG	104	Seychelles	SYC	147			
Bermuda	BMU	19	Gambia, The	GMB	62	Malawi	MWI	105	Sierra Leone	SLE	148			
Bhutan	BTN	20	Georgia	GEO	63	Malaysia	MYS	106	Singapore	SGP	149			
Bolivia	BOL	21	Germany	GER	64	Maldives	MDV	107	Slovak Republic	SVK	150			
Bosnia and Herzegovina	BIH	22	Ghana	GHA	65	Mali	MLI	108	Slovenia	SVN	151			
Botswana	BWA	23	Greece	GRC	66	Malta	MLT	109	Solomon Islands	SLB	152			
Brazil	BRA	24	Grenada	GRD	67	Mauritania	MRT	110	Somalia	SOM	153			
Brunei	BRN	25	Guatemala	GTM	68	Mauritius	MUS	111	South Africa	ZAF	154			
Bulgaria	BGR	26	Guinea	GIN	69	Mexico	MEX	112	Spain	ESP	155			
Burkina Faso	BFA	27	Guinea-Bissau	GNB	70	Micronesia, Fed. Sts.	FSM	113	Sri Lanka	LKA	156			
Burundi	BDI	28	Guyana	GUY	71	Moldova	MDA	114	St. Kitts & Nevis	KNA	157			
Cambodia	KHM	29	Haiti	HTI	72	Mongolia	MNG	115	St. Lucia	LCA	158			
Cameroon	CMR	30	Honduras	HND	73	Morocco	MAR	116	St. Vincent & Grenadines	VCT	159			
Canada	CAN	31	Hong Kong	HKG	74	Mozambique	MOZ	117	Sudan	SDN	160			
Cape Verde	CPV	32	Hungary	HUN	75	Namibia	NAM	118	Suriname	SUR	161			
Central African Republic	CAF	33	Iceland	ISL	76	Nepal	NPL	119	Swaziland	SWZ	162			
Chad	TCD	34	India	IND	77	Netherlands	NLD	120	Sweden	SWE	163			
Chile	CHL	35	Indonesia	IDN	78	Netherlands Antilles	ANT	121	Switzerland	CHE	164			
China	CHN	36	Iran	IRN	79	New Zealand	NZL	122	Syria	SYR	165			
Colombia	COL	37	Iraq	IRQ	80	Nicaragua	NIC	123	Taiwan	TWN	166			
Comoros	COM	38	Ireland	IRL	81	Niger	NER	124	Tajikistan	TJK	167			
Congo, Dem. Rep.	ZAR	39	Israel	ISR	82	Nigeria	NGA	125	Tanzania	TZA	168			
Congo, Republic of	COG	40	Italy	ITA	83	Norway	NOR	126	Thailand	THA	169			
Costa Rica	CRI	41	Jamaica	JAM	84	Oman	OMN	127	Togo	TGO	170			
Cote d'Ivoire	CIV	42	Japan	JPN	85	Pakistan	PAK	128	Tonga	TON	171			
Croatia	HRV	43	Jordan	JOR	86	Palau	PLW	129	Trinidad & Tobago	TTO	172			

## Apêndice 2 – Descrição Períodos

<i>Anos</i>	<i>1950-54</i>	<i>1955-59</i>	<i>1960-64</i>	<i>1965-69</i>	<i>1970-74</i>	<i>1975-79</i>	<i>1980-84</i>	<i>1985-89</i>	<i>1990-94</i>	<i>1995-99</i>	<i>2000-04</i>
<b>Período</b>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11

## Apêndice 3 – Descrição das Variáveis Utilizadas

Disponível em <http://www.pwt.econ.upenn.edu/Documentation/append61.pdf>

- **Taxa de Câmbio Nominal (XRAT)**

O número de unidades monetárias nacionais equivalentes a uma unidade de dólar americano. Para os anos anteriores a 1960, as informações sobre as taxas de câmbio nominais são do Development Centre Sources das Nações Unidas. A partir de 1960, as informações são de fontes das Nações Unidas e do Banco Mundial (geralmente iguais as taxas anuais do Fundo Monetário Internacional).

- **Fator de Conversão para a Paridade de Poder de Compra (PPP)**

A paridade do poder de compra é o número de unidades monetárias nacionais necessárias para adquirir o que pode ser comprado com uma unidade monetária do país-base. A PPP foi calculada com base nas informações sobre o produto interno bruto de cada país. Assim, a PPP é igual ao PIB nominal em moeda nacional dividido pelo PIB real em dólares internacionais. O dólar internacional tem o mesmo poder de compra, sobre o PIB dos Estados Unidos, que o dólar americano em 2002 (ano base).

- **Grau de Abertura (OPENK)**

A soma do valor das exportações e importações dividido pelo PIB real líquido. Portanto, é o comércio total do país como porcentagem do PIB.

## Apêndice 4 – Testes de Heterocedasticidade e Autocorrelação Serial na Estimação do Modelo

**Balassa-Samuelson Tradicional através do Modelo Pooled Ordinary Least Squares**

Ao usar a abordagem “pooled ordinary least squares” para a estimação do efeito Balassa-Samuelson, deve-se levar alguns detalhes importantes em consideração, já que o comando existente no STATA 9 (no caso do POLS, o comando REG) assume algumas hipóteses em relação aos dados disponíveis. Primeiro, se os resíduos da estimação forem heterocedásticos e/ou apresentarem autocorrelação serial acabam gerando coeficientes que não são eficientes. Os resultados para o teste de heterocedasticidade são mostrados a seguir (resíduo1 é a série gerada para o termo de erro na estimação da equação 3.1.1.2):

**Breusch-Pagan / Cook-Weisberg Test for Heteroskedasticity**

Ho: Constant variance

Variables: residuo1

chi2(1) = 8.83

Prob > chi2 = 0.0030

Wooldridge (2002, p.176 e 177) sugere uma maneira de testar a autocorrelação serial estimando a equação 3.1.1.2 utilizando a defasagem dos resíduos como variável explicativa. Assim, ao estimar esta segunda equação obtemos um coeficiente significativo (estatística t de aproximadamente 22) para a defasagem do resíduo, o que indica que há autocorrelação serial nos resíduos. Portanto, pode-se concluir que os resíduos da equação 3.1.1.2 são heterocedásticos e autocorrelacionados. Neste caso, a equação 3.1.1.2 deve ser estimada usando a matriz de variância robusta.

**Apêndice 5 – Lista de Países Excluídos para se Obter o Painel Balanceado**



Country	Country Isocode	Country Number	Country	Country Isocode	Country Number
Albania	ALB	2	Lebanon	LBN	96
Angola	AGO	4	Libya	LBY	99
Armenia	ARM	7	Lithuania	LTU	100
Azerbaijan	AZE	10	Macedonia	MKD	103
Belarus	BLR	15	Moldova	MDA	114
Bosnia and Herzegovina	BIH	22	Palau	PLW	129
Bulgaria	BGR	26	Russia	RUS	140
Croatia	HRV	43	Serbia and Montenegro	SCG	146
Czech Republic	CZE	46	Seychelles	SYC	147
Djibouti	DJI	48	Slovak Republic	SVK	150
Eritrea	ERI	55	Slovenia	SVN	151
Estonia	EST	56	Tajikistan	TJK	167
Georgia	GEO	63	Turkmenistan	TKM	175
Guyana	GUY	71	Ukraine	UKR	177
Kazakhstan	KAZ	87	Uzbekistan	UZB	182
Kyrgyzstan	KGZ	93	Vietnam	VNM	185
Latvia	LVA	95	Yemen	YEM	186

**Apêndice 6 – Resultados dos Testes para a Presença do Termo Constante Não Observado e para Heterocedasticidade e Autocorrelação dos Resíduos no modelo de Efeitos Fixos (Modelo Balassa-Samuelson Tradicional)**

Primeiro, para testar a hipótese de homocedasticidade dos resíduos idiossincráticos, estima-se o modelo de efeitos fixos e posteriormente realiza-se um teste de Wald modificado (no STATA 9, o comando `xttest3`). O resultado do teste é apresentado abaixo e sugere que há heterocedasticidade no termo de erro.

**Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model (comando `XTTEST3`)**

$H_0: \sigma^2(i) = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (151) = 92307.27  
 Prob>chi2 = 0.0000

Além disso, é preciso verificar a presença do efeito não-observado e se o erro idiossincrático é não autocorrelacionado. Para realizar este teste estima-se o modelo de efeitos aleatórios utilizando o painel balanceado (no STATA 9, o comando `xttest1` não aceita painéis não balanceados). Os resultados dos sete testes são apresentados abaixo e sugerem que há presença do efeito não-observado e que o erro idiossincrático é autocorrelacionado. Portanto, os resultados obtidos até aqui indicam que devemos estimar os modelos de efeitos fixos, efeitos aleatórios e em primeiras diferenças usando a matriz de variância robusta.

**Tests for the error component model (comando `XTTEST1`)**

$Inrer[countrynumber,t] = Xb + u[countrynumber] + v[countrynumber,t]$   
 $v[countrynumber,t] = \rho v[countrynumber,(t-1)] + e[countrynumber,t]$

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
Inrer | .2662007 .5159464  
e | .0767792 .27709058  
u | .0910739 .30178458
```

Tests:

Random Effects, Two Sided:

LM(Var(u)=0) = 902.04 Pr>chi2(1) = 0.0000

ALM(Var(u)=0) = 294.98 Pr>chi2(1) = 0.0000

Random Effects, One Sided:

LM(Var(u)=0) = 30.03 Pr>N(0,1) = 0.0000

ALM(Var(u)=0) = 17.18 Pr>N(0,1) = 0.0000

Serial Correlation:

LM(rho=0) = 842.88 Pr>chi2(1) = 0.0000

ALM(rho=0) = 235.82 Pr>chi2(1) = 0.0000

Joint Test:

LM(Var(u)=0,rho=0) = 1137.86 Pr>chi2(2) = 0.0000

## **Apêndice 7 – Resultado do Teste para Correlação Contemporânea entre o Erro Composto e a Variável**

### **Explicativa (Modelo Balassa-Samuelson Tradicional)**

Neste caso, o teste de Hausman não pode ser utilizado, já que suas hipóteses não são satisfeitas (não autocorrelação e homocedasticidade). Porém, pode-se construir um teste de Hausman robusto no STATA 9 usando o comando Suest. O resultado deste teste é apresentado abaixo e fica evidente que o coeficiente estimado pelo modelo de efeitos fixos é estatisticamente diferente do coeficiente estimado pelo modelo de efeitos aleatórios, ou seja, há correlação contemporânea do erro composto com a variável explicativa.

```
[fixed_mean]fe_lnrgrpch - [randon_mean]re_lnrgrpch = 0
```

```
chi2( 1) = 19.97
```

```
Prob > chi2 = 0.0000
```

## **Apêndice 8 – Resultado do Teste de Exogeneidade Estrita do Termo de Erro (Modelo**

### **Balassa-Samuelson Tradicional)**

Seguindo Wooldridge (2002, p.284 e 285), foi realizado um teste de Hausman robusto envolvendo os coeficientes dos modelos de efeitos fixos e em primeiras diferenças. A idéia por trás deste teste é que se o termo de erro não for estritamente exógeno, então os coeficientes são viesados em direções opostas. O resultado é apresentado

abaixo e indica que os coeficientes são estatisticamente iguais, ou seja, o termo de erro é estritamente exógeno.

```
[fixed_mean]fe_lnrgrpch - [firstdiff_mean]d_lnrgrpch = 0  
chi2( 1) = 2.24  
Prob > chi2 = 0.1345
```

#### **Apêndice 10 - Equações Utilizadas na Estimação do Modelo Balassa-Samuelson Tradicional Através do “System GMM”**

- 1) Base de dados com 11 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 8))
- 2) Base de dados com 11 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 3))
- 3) Base de dados com 9 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 4))
- 4) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 4))
- 5) Base de dados com 7 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 4))
- 6) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 4))

#### **Apêndice 11 - Equações Utilizadas na Estimação do Modelo Balassa-Samuelson Tradicional Através do “Difference GMM”**

- 1) Base de dados com 11 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 8)) noleveleq
- 2) Base de dados com 11 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 4)) noleveleq
- 3) Base de dados com 9 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 .)) noleveleq
- 4) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 4)) noleveleq
- 5) Base de dados com 7 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 .)) noleveleq

6) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 4)) noleveleq

## **Apêndice 12 - Testes de Heterocedasticidade e Autocorrelação Serial na Estimação do Modelo**

### **Balassa-Samuelson Ampliado através do Modelo Pooled Ordinary Least Squares**

Novamente alguns testes foram realizados para verificar se o termo de erro é homocedástico e não autocorrelacionado. Utilizando o teste sugerido por Wooldridge (2002, p.176 e 177), um coeficiente significativo foi obtido na estimação da equação 3.2.1 usando a defasagem do resíduo como variável explicativa. Além disso, o resultado abaixo indica que há heterocedasticidade no termo de erro. Assim, a matriz de variância robusta deve ser utilizada para estimar o modelo Balassa-Samuelson ampliado através do “pooled ordinary least squares”.

#### **Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity**

Ho: Constant variance  
Variables: residuo1  
chi2(1) = 101.25  
Prob > chi2 = 0.0000

## **Apêndice 13 – Resultados dos Testes para a Presença do Termo Constante Não Observado e para**

### **Heterocedasticidade e Autocorrelação dos Resíduos no modelo de Efeitos Fixos (Modelo Balassa-Samuelson Ampliado)**

#### **Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model (comando XTTEST3)**

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i  
chi2 (151) = 1.5e+05  
Prob>chi2 = 0.0000

#### **Tests for the error component model (comando XTTEST1) :**

Inrer[countrynumber,t] = Xb + u[countrynumber] + v[countrynumber,t]  
v[countrynumber,t] = rho v[countrynumber,(t-1)] + e[countrynumber,t]

Estimated results:

Var sd = sqrt(Var)

```
-----+-----  
Inrer | .2662007   .5159464  
e | .0762283   .27609477  
u | .0914835   .30246236
```

Tests:

Random Effects, Two Sided:

LM(Var(u)=0) = 897.27 Pr>chi2(1) = 0.0000

ALM(Var(u)=0) = 292.42 Pr>chi2(1) = 0.0000

Random Effects, One Sided:

LM(Var(u)=0) = 29.95 Pr>N(0,1) = 0.0000

ALM(Var(u)=0) = 17.10 Pr>N(0,1) = 0.0000

Serial Correlation:

LM(rho=0) = 841.10 Pr>chi2(1) = 0.0000

ALM(rho=0) = 236.25 Pr>chi2(1) = 0.0000

Joint Test:

LM(Var(u)=0,rho=0) = 1133.52 Pr>chi2(2) = 0.0000

#### **Apêndice 14 – Resultado do Teste para Correlação Contemporânea entre o Erro Composto e a Variável Explicativa (Modelo Balassa-Samuelson Ampliado)**

(1) [fixed\_mean]fe\_Inrgdpch - [randon\_mean]re\_Inrgdpch = 0  
chi2( 1) = 22.31  
Prob > chi2 = 0.0000

(2) [fixed\_mean]fe\_Inopenk - [randon\_mean]re\_Inopenk = 0  
chi2( 1) = 4.15  
Prob > chi2 = 0.0415

#### **Apêndice 15 – Resultado do Teste de Exogeneidade Estrita do Termo de Erro (Modelo Balassa-Samuelson Ampliado)**

(1) [fixed\_mean]fe\_Inrgdpch - [firstdiff\_mean]d\_Inrgdpch = 0  
chi2( 1) = 1.80  
Prob > chi2 = 0.1799

(2) [fixed\_mean]fe\_Inopenk - [firstdiff\_mean]d\_Inopenk = 0  
chi2( 1) = 0.20  
Prob > chi2 = 0.6545

#### **Apêndice 16 – Equações Utilizadas na Estimação do Modelo Balassa-Samuelson Ampliado Através do “Difference GMM”**

1) Base de dados com 11 períodos e 185 países  
Inrer Inrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(Inrgdpch, laglimits(2 4)) nolevelq

2) Base de dados com 11 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 4)) noleveleq

3) Base de dados com 9 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 .)) noleveleq

4) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 4)) noleveleq

5) Base de dados com 7 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(3 4)) noleveleq

6) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch, laglimits(2 3)) noleveleq

**Apêndice 17 – Equações Utilizada na Estimação do Modelo Balassa-Samuelson Ampliado  
Através  
do “System GMM”**

1) Base de dados com 11 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk)

2) Base de dados com 11 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk)

3) Base de dados com 9 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk, laglimits(2 4))

4) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk)

5) Base de dados com 7 períodos e 185 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk, laglimits(3 4))

6) Base de dados com 9 períodos e 151 países  
Inrer lnrgdpch lnopenk dperiod\*, robust twostep gmmstyle(lnrgdpch lnopenk, laglimits(2 2))

**Apêndice 18 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo de efeitos  
fixos)**

**sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.055 (0.007)*	-0.051 (0.007)*	-0.058 (0.008)*	-0.053 (0.008)*	-0.064 (0.009)*	-0.059 (0.009)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	-0.009 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.011 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.028 (0.009)*	-0.022 (0.009)**
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%;

\*\* Significante a 5%.

**Apêndice 19 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo “Difference GMM”) sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.056 (0.007)*	-0.05 (0.007)*	-0.065 (0.008)*	-0.051 (0.008)*	-0.102 (0.010)*	-0.056 (0.008)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	0.025 (0.007)	-0.0008 (0.006)	0.04 (0.008)*	0.006 (0.008)	-0.075 (0.011)*	0.002 (0.009)
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%;

**Apêndice 20 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo “System GMM”) sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
$\ln\text{RGDPCH}_{i,t-1}$	-0.053 (0.007)*	-0.049 (0.007)*	-0.055 (0.008)*	-0.051 (0.008)*	-0.061 (0.008)*	-0.057 (0.008)*
$\ln\text{UNDERVAL}_{i,t}$	-0.0006 (0.006)	0.002 (0.006)	0.005 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.017 (0.009)***	-0.011 (0.009)
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%;

\*\*\* Significante a 10%.

**Apêndice 21 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo POLS)  
sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>InRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.053	-0.049	-0.055	-0.051	-0.06	-0.056
	(0.007)*	(0.007)*	(0.008)*	(0.007)*	(0.009)*	(0.008)*
<b>InUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.0018	0.005	0.006	0.01	-0.005	-0.0004
	(0.006)	(0.006)	(0.008)*	(0.008)*	(0.009)	(0.009)
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

**Apêndice 22 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo de Efeitos Fixos)  
sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>InRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.055	-0.050	-0.057	-0.052	-0.063	-0.058
	(0.007)*	(0.007)*	(0.008)*	(0.008)*	(0.009)*	(0.009)*
<b>InUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	-0.006	-0.002	-0.008	-0.003	-0.026	-0.019
	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.009)*	(0.009)**
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\* Significante a 5%.

**Apêndice 23 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo  
“Difference  
GMM”) sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>InRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.052	-0.055	-0.055	-0.051	-0.074	-0.071
	(0.007)*	(0.007)*	(0.008)*	(0.008)*	(0.010)*	(0.009)*
<b>InUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.010	0.033	0.001	0.005	-0.040	0.047
	(0.006)	(0.007)*	(0.008)	(0.007)	(0.009)*	(0.011)*
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria



\* Significante a 1%.

**Apêndice 24 – Efeito do Desequilíbrio Cambial (estimado usando o modelo “System GMM”)**

**sobre o Crescimento em Países Desenvolvidos**

	11 períodos	11 períodos 151 países	9 períodos	9 períodos 151 países	7 períodos	7 períodos 151 países
<b>lnRGDPCH<sub>i,t-1</sub></b>	-0.052 (0.007)*	-0.048 (0.007)*	-0.056 (0.007)*	-0.051 (0.007)*	-0.061 (0.009)*	-0.056 (0.009)*
<b>lnUNDERVAL<sub>i,t</sub></b>	0.011 (0.006)***	0.008 (0.006)	0.015 (0.008)***	0.012 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.006 (0.008)
<b>No. Obs.</b>	509	481	467	439	403	375

Fonte: Elaboração Própria

\* Significante a 1%.

\*\*\* Significante a 10%.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)