



**POLÍTICA CAMBIAL E SALDO DO BALANÇO DE PAGAMENTOS:  
uma análise do efeito gerado pelo regime adotado pelo Brasil a partir dos anos  
90.**

Douglas Sad Silveira<sup>1</sup>  
Gláucia de Paula Falco<sup>2</sup>

**RESUMO**

Na década de 80, muitos países tiveram problemas com a inflação. Nos anos 1990, esses países atingiram uma estabilidade de preços e uma inflação controlada. Nesse período, o câmbio fixo foi escolhido como âncora nominal pelos Bancos Centrais. Porém, as sucessivas crises de confiança nos mercados, entre outros problemas, fizeram necessário mudar essa âncora. O câmbio passa a flutuar e as operações de compra e venda de moedas funcionam sem controle sistemático do governo. Neste contexto, o trabalho apresenta uma discussão sobre a relação existente entre o regime cambial brasileiro, seu saldo do Balanço de Pagamentos e o PIB. Para distinguir o regime de câmbio adotado, usou-se uma variável *dummy*. Conclui-se que não houve diferença significativa entre os períodos, isto é, o regime de câmbio fixo no Brasil foi eficiente em seu propósito de conquistar a estabilidade dos preços e controle da inflação e não afetou significativamente o PIB.

**PALAVRAS-CHAVE:** BALANÇO DE PAGAMENTOS. VARIÁVEL *DUMMY*. CÂMBIO. ECONOMETRIA. ÂNCORA NOMINAL.

---

<sup>1</sup> Graduado em Economia nas Faculdades Integradas Vianna Júnior.

<sup>2</sup> Doutora em Engenharia Elétrica. Professora no Instituto Vianna Júnior e na Faculdade Machado Sobrinho.

## INTRODUÇÃO

Sempre que surgem crises financeiras internacionais, retomam-se as discussões sobre a eficácia das políticas econômicas adotadas pelos países. Em um ambiente extremamente globalizado e com capitais cada vez mais voláteis, os países, ou pelo menos a grande maioria deles, não conseguem fixar sua taxa cambial e ao mesmo tempo manter políticas monetárias independentes. Isto é, os mesmos devem se posicionar diante do “*trade-off*”<sup>3</sup> existente entre a estabilidade e confiança propiciada por um regime de taxa fixa e o controle sobre a política oferecida por um regime de taxas flutuantes. Motivo pelo qual, ao longo dos anos, os países se revezam entre as modalidades extremas e opostas de câmbio fixo e câmbio flutuante e arranjos cambiais intermediários como bandas de flutuação cambial, câmbio fixo ajustável, prefixação das desvalorizações cambiais ou, ainda, flutuação administrada.

O câmbio fixo é um instrumento de política econômica que consiste na fixação da taxa de câmbio, tendo o governo que definir a cotação da moeda local em relação a uma moeda de referência, como, por exemplo, o dólar norte-americano. O câmbio flutuante é o sistema em que as operações de compra e venda de moedas funcionam sem controle sistemático do governo, ou seja, o valor da moeda estrangeira flutua de acordo com a oferta e a demanda no mercado. No arranjo de bandas cambiais e flutuação administrada, cabe ao Banco Central estabelecer o intervalo ou faixa de valores em que o câmbio irá flutuar.

Ao longo da década de 90, muitos foram os países emergentes que partiram para a estabilização de suas economias via mudanças cambiais. O Brasil teve posição de destaque neste grupo, experimentando tanto o câmbio fixo com suas aparentes vantagens de estabilidade e segurança quanto com o câmbio flutuante, parecendo este último ser o único a fazer frente aos choques externos provocados pela violenta

---

<sup>3</sup> Trade-off: situação em que há conflito de escolha. Ele se caracteriza em uma ação econômica que visa à resolução de problema mas acarreta outro, obrigando uma escolha.

mobilidade dos capitais internacionais. As justificativas para isso foram as mais variadas: o crescimento econômico nacional, a agregação de valor à cadeia produtiva complementando a poupança interna com capital a custos condizentes com o mercado internacional e, principalmente, o incremento do mercado externo como suporte a uma política de estabilização de preços internos.

O propósito deste estudo são efeitos existentes entre as variações cambiais e o saldo do Balanço de Pagamentos do Brasil ao longo dos anos 90 até o presente período. A partir dessa análise se pretende identificar, entre os diferentes regimes cambiais adotados quais foram o melhor em termo de geração de superávit das contas externas e, por conseguinte, em termo do PIB nominal.

Para tanto, será desenvolvido um modelo econométrico embasado no PIB nominal pela ótica da demanda, associado a uma variável *dummy* para distinguir no estudo os períodos de câmbio fixo e variável que foram praticados no Brasil.

O trabalho está dividido em sete seções. Na primeira, encontra-se a introdução aqui apresentada. A seção dois traz uma revisão sobre os regimes cambiais e suas variações. Na terceira seção se apresenta alguns fundamentos macroeconômicos referentes às crises cambiais e os efeitos no Balanço de Pagamentos ante aos desequilíbrios externos. A seção seguinte apresenta a metodologia proposta para implementação do modelo econométrico. Nas seções cinco e seis são descritos e explicados os testes realizados para validação da regressão econométrica e na última seção encontra-se a conclusão do estudo.

## **1 REGIMES CAMBIAIS**

De acordo com Carvalho et al (2000), um regime cambial é definido fundamentalmente pela regra estabelecida para a formação da taxa de câmbio. Outras regras também são importantes para determinar o *modus operandi* do mercado de câmbio e as relações entre este e o mercado monetário, cabendo destacar as regras



relativas ao grau de conversibilidade da moeda doméstica, isto é, o grau de liberdade que os residentes de um país têm para adquirir moeda estrangeira com moeda doméstica para diferentes finalidades.

O método de implementação da taxa de câmbio no Brasil, nos permite traduzi-la como o preço de uma moeda estrangeira em termos de unidades de moeda nacional.

No Sistema Monetário Internacional, definido em Gonçalves *et al.* (1998) como um conjunto de regras e convenções que governam as relações financeiras entre os países, encontramos dois casos extremos de sistemas cambiais: o de taxas de câmbio fixas e o sistema cujas taxas são totalmente flutuantes. No entanto, entre estes extremos, encontramos sistemas alternativos, ora mais próximos das taxas fixas, ora mais próximos das flutuantes, sendo estes denominados pelos economistas como sistemas cambiais alternativos ou arranjos cambiais.

Como exemplo dos processos monetários citados acima, como enunciado em Stringhini (2002): O regime de câmbio fixo ajustável de Bretton Woods<sup>4</sup>; o sistema de minidesvalorização cambial, que representa um sistema onde as desvalorizações são estabelecidas gradualmente pelas autoridades monetárias, de acordo com políticas internas de preços ou de controle de inflação; o regime de bandas cambiais, onde a autoridade monetária estipula uma “banda” de flutuação e deixa o mercado atuar dentro deste intervalo, como era o Sistema Monetário Europeu antes da introdução do Euro; e, finalmente, o regime considerado mais próximo ao da flutuação pura, denominado flutuação suja, onde o governo apenas intervém para evitar instabilidades exageradas no mercado cambial, mas sem pretensão de influir no nível da taxa de câmbio.

### 1.1 Taxas de Câmbio Fixas

Neste sistema, a fixação das taxas de câmbio pode ser com relação a uma moeda ou a uma cesta de moedas estrangeiras ou, ainda, por uma mercadoria (o ouro).

---

<sup>4</sup> Bretton Woods: o Sistema Bretton Woods de gerenciamento econômico internacional estabeleceu em julho de 1944 as regras para as relações comerciais e financeiras entre os países mais industrializados do mundo.



O processo de instalação desse regime pode ser via decisão governamental ou através de lei, e ainda pode ser totalmente ou relativamente rígido sem perder a sua classificação inicial.

Carvalho *et al.* (2000), afirma que entre as experiências de cambio fixo com propósito permanente destacam-se: o padrão-ouro internacional e os experimentos de conselho da moeda em países como a Argentina (1991-2001) e a criação do euro em 1999, através de uma união monetária com o estabelecimento de paridades irrevogáveis entre 17 moedas europeias. O Sistema Monetário Europeu<sup>5</sup>, ao dar origem ao euro, estabeleceu taxas de câmbio mútuas fixadas, mas permitem que os preços de suas moedas flutuem em relação ao dólar norte-americano.

Num regime onde as taxas são rígidas, o Banco Central intervém no mercado comprando ou vendendo moeda estrangeira, de acordo com a necessidade do mercado interno, a preços predeterminados, em termos de moeda nacional. Nesse regime, como dito em Blanchard (2005), é o balanço de pagamentos que mede o volume de intervenção de moeda estrangeira que as autoridades monetárias necessitam.

Assim que o Banco Central tem a reserva necessária, ainda de acordo com o explicado em Blanchard (2005), ele pode continuar a intervir nos mercados cambiais estrangeiros como forma de manter a taxa de câmbio constante. Entretanto, se um país persistentemente apresentar déficits no balanço de pagamentos, o Banco Central eventualmente poderá ter suas reservas de moedas estrangeiras esgotadas e se tornar incapaz de continuar sua intervenção.

As vantagens desse sistema de câmbio são, de acordo com Simonsen (1995) e Cardim, Souza, Sicsú, Paula, Studart (2007): i) a rápida estabilização monetária, eliminando de forma imediata o aumento dos preços dos bens negociados com o exterior e, desta forma busca a convergência entre a inflação doméstica e a internacional; ii) a expectativa de desvalorização cai a zero quando há o

---

<sup>5</sup> Sistema Monetário Europeu: resultou de um acordo estabelecido em Março de 1979 através do qual a maior parte dos países da então Comunidade Económica Européia acordaram ligar as suas moedas de forma a evitar grandes flutuações de taxa de câmbio entre elas.



comprometimento das autoridades com tal política, o que permite a redução das taxas internas de juros e sua convergência para o nível das taxas internacionais; iii) este regime concede maior previsibilidade às variáveis nominais da economia, oferecendo um horizonte positivo à tomada de decisões dos agentes econômicos, levando ao desenvolvimento da produção e do emprego.

As desvantagens de um sistema de câmbio fixo, conforme explicado em Simonsen (1995) e Cardim, Souza, Sicsú, Paula, Studart (2007), são: i) A manutenção de taxas fixas de câmbio, sem conversibilidade, pode levar a uma situação de perdas de reservas e crises cambiais; ii) taxas fixas e sustentáveis de câmbio implicam que a expansão monetária interna não pode ser sensivelmente diferente da existente na moeda-âncora. Isto é, as taxas de juros domésticas devem acompanhar o movimento das internacionais e é absolutamente necessária a coordenação entre as políticas monetária e fiscal, de modo que a inflação doméstica não difira de forma significativa da inflação externa. Os capitais tenderão a escoar do país e as reservas diminuirão caso estas condições de sustentabilidade não estiverem devidamente reunidas; iii) uma das principais desvantagens desse regime é o fato de a política monetária estar submetida exclusivamente à manutenção da taxa de câmbio no patamar anunciado.

Para Simonsen (1995), num cenário de livre movimentação e de alta volatilidade dos fluxos de capitais, os problemas associados ao câmbio fixo são amplificados. A interpretação por parte dos agentes internacionais de um menor compromisso das autoridades com a política cambial pode provocar grande perda de divisa até o ponto que a desvalorização realmente se fará necessária.

## **2 Taxas de Câmbio Flutuantes**

No regime de câmbio dito flexível a taxa de câmbio é determinada exclusivamente pelas forças de mercado. Este fato, de acordo com Simonsen (1995),



leva ao maior mérito do regime: o de deixar os formuladores de políticas monetárias livres para atingir outras metas como a estabilização do emprego e dos preços.

Neste sistema, por definição, as reservas internacionais do Banco Central estão protegidas, pois todo o excesso de demanda ou oferta de divisas é eliminado pelos movimentos de preços através da flexibilização da taxa de câmbio e não pelas quantidades (venda ou compra em excesso de moeda estrangeira por parte da autoridade monetária). Logo, elimina-se o problema de crise de câmbio, e, em função disto, o país não necessita manter um elevado nível de reservas e incorrer nos respectivos custos fiscais associados ao processo.

Ao passo em que concede maior grau de independência à política monetária doméstica, o sistema de câmbio flutuante tende a isolar o setor real da economia de perturbações econômicas adversas provenientes do exterior. Em Cardim, Souza, Sicsú, Paula, Studart (2007) é dito que mesmo em período de crises internacionais, esse isolamento permite que o ajuste interno ocorra de forma mais balanceada entre variações de produção, emprego e vendas (possivelmente, devido à mudanças nas taxas de juros e na política fiscal) e alterações de preços, por meio de mudanças no preço das moedas estrangeiras.

Outro importante aspecto do referido sistema é a adição de um grau mais elevado de risco à ação dos especuladores quando estes movimentam seus recursos tanto internamente quanto externamente ante as possíveis mudanças na economia.

Dentre as desvantagens apresentadas pelo regime de taxas flutuantes, destacam-se, de acordo com Simonsen (1995) e Mankew (1998): i) caso prevaleça uma indisciplina monetária e fiscal, este regime tende a provocar rapidamente um cenário de inflação. Uma política monetária expansionista, em que se verifica uma queda das taxas internas de juros e a expansão da demanda agregada aumentaria a procura por bens importados e, conseqüentemente, por moeda estrangeira, provocando uma pressão de queda da taxa de câmbio. O mesmo efeito tende a se produzir via conta de capitais devido à redução do diferencial entre juros domésticos e externos, impactando



e acelerando o processo inflacionário; ii) o regime de câmbio flexível é menos previsível, o que pode prejudicar a produção e o comércio exterior; iii) nem sempre as mudanças nominais das moedas estrangeiras trazem o equilíbrio esperado do balanço de pagamentos, resultado numa possível desvalorização desenfreada das taxas de câmbio e os efeitos nocivos à economia interna.

### **3 UMA BREVE RETROSPECTIVA DA HISTÓRIA CAMBIAL DO BRASIL**

Nos últimos anos da década de 1970, a economia latino-americana vivenciou um processo inflacionário que se alastrou por toda a década seguinte. Dois fatores contribuíram fortemente para isso. O primeiro deles foi o 2º choque do petróleo, ocorrido em 1979, que redundou em um importante choque negativo de oferta com relevantes consequências inflacionárias. O segundo, também em 1979, foi a súbita elevação das taxas de juros internacionais em decorrência da política econômica adotada pelos Estados Unidos.

A ação do Federal Reserve Bank (FED) teve como consequência uma reversão dos fluxos voluntários de créditos para os países em desenvolvimento, fato que levou à conhecida “crise da dívida”. Diante desse ocorrido, a nova forma de financiamento dos serviços da dívida externa se deu de maneira inflacionária, contribuindo em grande parte para os desequilíbrios de preços que esteve presente no Brasil durante toda a década de 80 e no início da década seguinte.

Diversos planos de estabilização - tanto com características heterodoxas como ortodoxas - foram adotados e fracassaram no objetivo de conter a expansão da inflação. Segundo Bresser Pereira (2007), entre os principais planos ortodoxos implementados nas últimas décadas, encontram-se: Plano Delfim III e o Plano Collor, apesar da política de rendas (congelamento de preços) incluída na formulação dos mesmos. Já os planos heterodoxos, podem-se destacar os Planos Cruzados I e II, o



Bresser e o Verão. Tais planos, no entanto, não foram eficientes em combater a inflação.

Em 1993, teve início um novo plano de estabilização da moeda que, finalmente, obteve êxito e conseguiu conter o crescimento dos níveis de preços. Era o Plano Real, que tinha como seus principais pilares a realização de um ajuste fiscal prévio, a implementação da Unidade Real de Valor (URV), a reforma monetária e o estabelecimento de uma âncora nominal construída a partir da taxa de câmbio.

A escolha de uma administração estreita da taxa de câmbio se deveu à necessidade de se combater o processo inflacionário via instituição de uma âncora nominal. Em outras palavras, a taxa de câmbio passou a ser utilizada como âncora da economia. Sua importância na implementação do Plano Real foi destacada por Pastore e Pinotti (1995), Portugal (1996), Schwartzman (1999) e Andrade, Silva e Carneiro (2000).

Desde 1999, o Brasil vem adotando um regime de câmbio flutuante, em linha com a tendência predominante entre as principais economias emergentes. As políticas de câmbio administrado (fixo ou bandas cambiais), que prevaleceram nessas economias na década de 1990, tiveram o mérito de garantir a estabilidade da taxa de câmbio nominal, um dos preços-chave das economias capitalistas, mas se revelaram extremamente suscetíveis à apreciação da taxa de câmbio real e a ataques especulativos, que culminaram em sucessivas crises cambiais na segunda metade daquela década, dentre as quais a crise brasileira de 1998-1999.

### **3.1 A Crise Cambial e os Fundamentos da Economia Aplicados ao Caso Brasileiro**

Esta seção pretende mensurar os possíveis efeitos observados no Balanço de Pagamentos ante as pressões cambiais e os desequilíbrios macroeconômicos durante

a experiência de administração da taxa de câmbio fixo adotado pelo Brasil. A análise, num primeiro momento, será feita de acordo com os ditames dos modelos de primeira geração de crises cambiais.

Os modelos de primeira geração de crises cambiais, como apontado, originaram-se em Krugman (1979). Outras importantes contribuições foram feitas por Flood e Garber (1984) e Obstfeld (1984). De acordo com esses modelos, os desequilíbrios do balanço de pagamentos têm origem na manutenção de taxas de câmbio fixas – para os casos brasileiro e argentino, pode-se considerar como taxas de câmbio rigidamente administradas – dentro de um ambiente de fundamentos macroeconômicos deteriorados.

Os modelos de fundamentos de crises cambiais, também denominados de modelos de primeira geração, analisam a inconsistência da manutenção de taxas de câmbio fixas, ou fortemente administradas, em um ambiente de desequilíbrio macroeconômico. Entre os desequilíbrios macroeconômicos que podem resultar num ataque especulativo contra a taxa de câmbio pode-se citar, entre outros, a presença de déficits fiscais, de déficits na conta de transações correntes do balanço de pagamentos e de taxas de câmbio reais supervalorizadas.

Krugman (1979) apresenta a inconsistência entre as políticas (de desequilíbrio) conduzidas internamente e a manutenção de taxas de câmbio fixas. Particularmente, a pesquisa de Krugman focou o caso do financiamento, via emissão monetária, do déficit fiscal em um ambiente de fixação cambial. Dentro desse ambiente, considerando-se que o governo irá defender sua paridade cambial, as reservas internacionais vão se tornando escassas, até que, no momento anterior à exaustão destas, os especuladores vendem a moeda doméstica, esgotando antecipadamente as reservas internacionais restantes e conduzindo a economia a uma crise cambial.

Como se pode entender a partir do modelo de Krugman (1979), a ocorrência de um ataque especulativo está estreitamente relacionada à emissão monetária conjugada



com a tentativa das autoridades governamentais em defender uma paridade cambial (ou banda de flutuação) previamente estabelecida. Assim, a variável crucial, determinante do ataque especulativo, é a expansão do crédito doméstico. Essa expansão do crédito doméstico, por sua vez, é originária de um desequilíbrio nas contas públicas.

Ainda dentro da interpretação do modelo de Krugman (1979), o governo, ao financiar o déficit público via expansão monetária, faz com que os investidores privados busquem realocar seus portfólios. Dado o excesso de oferta de moeda – o que já poderia ser considerado incompatível com a fixação cambial –, e a consequente perda de valor desse ativo, ou de sua rentabilidade, os investidores passam a recompor seu portfólio reduzindo a proporção de moeda doméstica e elevando a demanda por moeda estrangeira. Portanto, como resultado desse processo, ocorre uma gradativa dilapidação das reservas internacionais.

Como observa Krugman (1979), tal processo terá continuidade até que os investidores formem expectativas de que a taxa de câmbio fixa será abandonada. Nesse momento tem início um ataque especulativo que culmina com uma crise do balanço de pagamentos.

A literatura acerca das crises cambiais originadas nos fundamentos macroeconômicos também recebeu a contribuição de Flood e Garber (1984). Nesse trabalho, Flood e Garber introduzem aspectos estocásticos ao modelo de Krugman (1979). A pesquisa apresenta duas construções centrais. Na primeira o modelo de Krugman é estendido ao incorporar uma solução para determinar o momento do ataque especulativo.

O momento no qual ocorrerá o ataque especulativo será uma função do tamanho da desvalorização esperada, mas também do período de flutuação que antecede o estabelecimento da nova paridade cambial. Daí surge um importante resultado do modelo. Obstfeld (1984) analisa que, caso o período transacional seja suficientemente breve, um ataque especulativo tomará lugar assim que os agentes



reconheçam que a taxa de câmbio determinada não possa ser sustentada pelas autoridades monetárias.

Aprofundando esta análise, Obstfeld (1984) coloca que o novo valor da taxa de câmbio (desvalorizado) pode garantir a sua sustentabilidade. Essa sustentabilidade, no entanto, poderá ser perdida, dando origem a novos ataques especulativos, caso a desvalorização não seja acompanhada de medidas macroeconômicas adequadas. Colocando em outros termos, o realinhamento da taxa de câmbio não acarretará prejuízos caso os desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos não sejam atacados pelas adequadas medidas de política econômica.

Em outro trabalho empírico acerca das crises do balanço de pagamentos, Cumby e Wijnbergen (1989) analisaram o regime de flutuação suja argentino para o período de 1978 a 1981. Nesse modelo foram construídas probabilidades acerca da confiança dos agentes econômicos no regime cambial anunciado pelo governo. Foi mostrado que a probabilidade de abandono do regime cambial era estreitamente relacionada com o crescimento do crédito doméstico. Assim, quanto maior a taxa de crescimento do crédito doméstico, maior a probabilidade de que a taxa de câmbio administrada seria abandonada. Portanto, Cumby e Wijnbergen (1989) mostram que a credibilidade em uma política cambial de taxas administradas pode ser fortemente diminuída, levando mesmo ao abandono da política, caso as políticas fiscais e monetárias não sejam consistentes com o objetivo da taxa de câmbio.

Consequentemente, caso as políticas fiscais e monetárias, representativas dos fundamentos macroeconômicos, sejam escolhidas como prioritárias, mas conduzidas de maneira inconsistente, fatalmente o regime cambial administrado ruirá.

Para comprovar os resultados das pesquisas apresentadas nesta seção, o presente projeto tem o objetivo de desenvolver um estudo econométrico apoiado na discussão proposta pelos modelos de primeira geração de crises cambiais descritos acima para, a partir de então, fazer uma análise e averiguação empírica da teoria aqui discutida.



## **4 METODOLOGIA**

Para realização e averiguação do proposto no capítulo 3, esta seção apresentará a metodologia a ser utilizada para comprovação da teoria em estudo.

### **4.1 Coleta de Dados**

Para elaboração do modelo econométrico foram coletados dados trimestrais da série de PIB nominal pela ótica da demanda no Brasil entre os anos de 1995 e 2010 no site do IPEADATA. As variáveis explicativas que compõem o modelo econométrico utilizado para explicar o valor esperado do PIB são: consumo privado, gasto do governo, investimento, variação de estoque, exportação e importação.

### **4.2 Análise de Regressão e Modelagem Econométrica de variáveis temporais**

Uma série temporal pode ser definida como um conjunto de observações de uma variável dispostas sequencialmente no tempo. A série temporal pode ser classificada como determinística ou estocástica, quando os valores da série podem ser escritos através de uma função matemática  $y = f(\text{tempo})$  diz-se que a série é estacionária, quando a série envolve além de uma função matemática do tempo também um termo aleatório  $y = f(\text{tempo}, \varepsilon)$  chamamos a série de estocástica. Normalmente, as séries temporais são analisadas a partir de seu comportamento, que pode apresentar: tendência, ciclo, sazonalidade e variações aleatórias. Neste trabalho vamos usar os termos séries temporais e séries de tempo como tendo o mesmo significado.

Durante a década de 1960 os professores George E. P. Box e Gwilym M. Jenkins escreveram diversos trabalhos sobre a teoria de controle e análise de séries

temporais. A metodologia de Box-Jenkins estima modelos de séries temporais da forma:

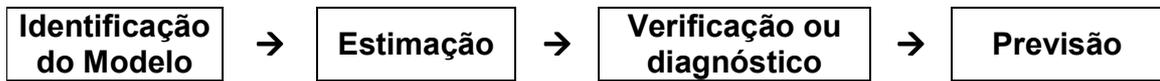
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

Nesta equação temos que o termo  $\alpha_0$  representa uma constante no modelo estimado,  $\alpha_1$  até  $\alpha_p$  são parâmetros que ajustam os valores passados de  $y_t$  do instante anterior até o mais distante representado por  $p$ . Os valores de  $\varepsilon$  representam uma sequência de choques aleatórios e independentes uns com os outros,  $\varepsilon_t$  é uma porção não controlável do modelo é chamado normalmente de ruído branco.

Os parâmetros  $\beta_1$  até  $\beta_q$  possibilitam escrever a série em função dos choques passados. Em geral cada  $\varepsilon_t$  é considerado como tendo distribuição normal, média zero, variância constante e não correlacionados. Em linguagem estatística, considerando que  $E[x]$  denota a média teórica do valor de  $x$ , a sequência  $\varepsilon_t$  é considerada um processo ruído branco se para cada período de tempo  $t$  tivermos: (i)  $E[\varepsilon_t] = E[\varepsilon_{t-1}] = \dots = 0$ , média zero; (ii)  $E[\varepsilon_t^2] = E[\varepsilon_{t-1}^2] = \dots = \sigma^2$ , variância constante; (iii)  $E[\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t-s}] = E[\varepsilon_{t-j} \cdot \varepsilon_{t-j-s}] = \dots = 0$ , covariância nula para todo valor de  $s$ .

Um modelo é dito estacionário se, para todo  $t$  e  $t-s$  tivermos o seguinte: (i)  $E[y_t] = E[y_{t-s}] = \mu$ , com média constante; (ii)  $E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$ , a variância é homocedástica, isto é, seu valor é constante; (iii)  $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-s} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$ , covariância constante.

Para que possamos determinar qual o modelo econométrico que melhor representa a série e que poderá ser utilizado para fazer as previsões, podemos seguir as seguintes etapas como proposto em Enders (2003):



Na identificação dos modelos são utilizados dois recursos: as funções de auto-correlação (FAC) e as funções de auto-correlação parciais (FACP). A função de auto-correlação (FAC) de uma série  $y_t$  é definida por  $\rho_k = \text{Cov}[y_t, y_{t-k}] / \text{Var}[y_t] = \gamma_k / \gamma_0$ , onde  $\gamma_k$  é a auto-covariância de k-ésima ordem de  $y_t$ , ou seja

$$\gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)], \quad k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

Dada a equação (1) podemos verificar que  $\rho_0 = 1$ ,  $\rho_{-k} = \rho_k$  e que  $-1 < \rho_k < 1$ . A FAC é útil para caracterizar modelos ARMA, os quais são utilizados para ajustar funções com base nos seus valores passados (parte AR) e na média da série (parte MA). Um exemplo simples é a série ruído branco  $\varepsilon_t$  para a qual  $E[\varepsilon_t] = 0$  e  $\rho_k = 0$  para todo  $k \neq 0$ . Para o modelo AR(1) dado por  $y_t - \mu = \alpha_1(y_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t$ ,  $t=2,3,\dots,n$  podemos escrever que  $E[y_t] = \mu + \alpha_1 E[y_{t-1} - \mu] + E[\varepsilon_t] = (1 - \alpha_1)\mu + \alpha_1 E[y_{t-1}]$ . Para que o processo AR(1) seja convergente necessitamos  $|\alpha_1| < 1$ , sendo assim a esperança de  $y_t$  pode ser escrita como  $E[y_t] = (1 - \alpha_1 L)^{-1} (1 - \alpha_1)\mu = \mu$ . Para calcular a FAC do processo AR(1) vamos iniciar calculando a variância  $\gamma_0 = E[(y_t - E[y_t])(y_t - E[y_t])]$ , que pode ser escrita alternativamente como  $\gamma_0 = E[(y_t - \mu)^2] = E[(\varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + (\alpha_1)^2 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2]$ . Sabemos que  $E[\varepsilon_t] = \sigma^2$  dessa forma a expressão da variância pode ser simplificada para  $\gamma_0 = \sigma^2 [1 + (\alpha_1)^2 + (\alpha_1)^4 + \dots] = \sigma^2 [1 - (\alpha_1)^2]^{-1}$ . A auto-covariância para uma série temporal AR(1) é dada por  $\gamma_1 = \sigma^2 \alpha_1 / (1 - \alpha_1^2)$ , com isso temos que o primeiro valor da FAC é  $\rho_1 = \gamma_1 / \gamma_0 = \alpha_1$ . Para calcular todos os valores  $\rho_k$  precisamos considerar a

seguinte expressão para o modelo AR(1)  $E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \sigma^2 (\alpha_1)^k / [1 - (\alpha_1)^2]$  o que resulta em  $\rho_k = \alpha_1 \rho_{k-1} = (\alpha_1)^k$ . Como  $\alpha_1 < 1$  a FAC é exponencialmente declinante.

Para calcular a FACP podemos utilizar o sistema de equações de Yule-Walker:

Para a FACP de primeira ordem temos que  $\phi_{11} = \rho_1$

$$\begin{cases} \rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \dots + \phi_k \rho_{k-1} \\ \rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 + \dots + \phi_k \rho_{k-2} \\ \vdots \\ \rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \phi_3 \rho_{k-3} \dots + \phi_k \end{cases}$$

para a FACP de segunda  $\phi_{22} = \frac{\rho_2 - (\rho_1)^2}{1 - (\rho_1)^2}$

A partir da terceira ordem podemos utilizar a recursão:

$$\phi_{kk} = \left( \rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j} \right) \cdot \left( 1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j \right)^{-1}, \text{ sendo } k=3,4,5,\dots$$

Para um modelo AR(1) determinamos  $\phi_{11}$  a partir da primeira auto-regressão e achamos  $\phi_{11} = \beta_{11}$  na segunda auto-regressão teremos que  $\phi_{22} = \beta_{22} = 0$  e assim por diante tendo que para todos os outros valores  $\phi_{kk} = 0$ . Portanto, no modelo AR(1) temos apenas  $\phi_{11} \neq 0$ , para  $k > 1$   $\phi_{kk} = 0$ . Generalizando para um modelo AR(p) teremos  $\phi_{kk} \neq 0$  para  $k \leq p$  e  $\phi_{kk} = 0$  nos casos  $k > p$ , ou seja a FACP é truncada na ordem p. Resumidamente a Tabela 1 apresenta o comportamento das funções de auto-correlação para os modelos ARMA conforme Enders (2003).

Modelo	FAC	FACP
AR	declinante	truncada em p
MA	truncada em q	Declinante
ARMA	Declinante	Declinante

Tabela 1: Comportamento da FAC e da FACP para os modelos ARMA

Na Figura 1 vemos os possíveis padrões de comportamento da FAC e da FACP para o modelo AR(1).

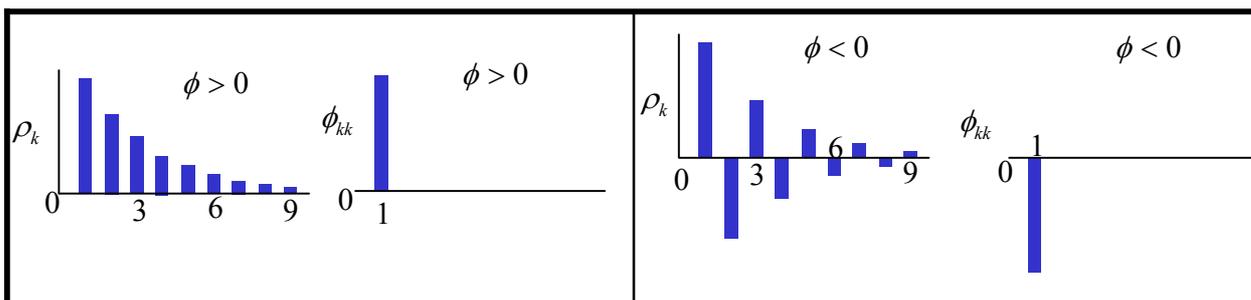


Figura 1: Funções de autocorrelação FAC e FACP de um modelo AR(1)

Na etapa de estimação precisamos estimar os parâmetros  $\alpha$ 's do modelo AR, os parâmetros  $\beta$ 's do modelo MA e a variância do erro  $\sigma_\varepsilon^2$ . A estimação pode ser feita utilizando-se o método dos mínimos quadrados ou máxima verossimilhança. A série temporal  $y_t$  pode ser escrita como um modelo ARIMA(p,d,q) se esta série for não-estacionária podemos aplicar o operador diferença nessa série para torna-la estacionária na média, escrevendo uma nova série  $w_t = \Delta^d y_t$ , por exemplo  $\Delta^2 y_{t+1} \equiv \Delta(\Delta y_{t+1}) = y_{t+1} - 2y_t + y_{t-1}$ . O modelo a partir de  $w_t$  permite que possa escrever a série diferenciada com a amostra de dados como sendo  $w_t = \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \dots + \phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$ . De forma abreviada  $\phi(B)w_t = \theta(B)\varepsilon_t$ , onde  $B$  é o operador *backward*, isolando o termo erro ficamos com  $\varepsilon_t = \theta^{-1}(B)\phi(B)w_t$ .

Para realizar a estimação pelo método dos mínimos quadrados devemos minimizar  $\sum \hat{\varepsilon}_t^2$ . No caso da estimação por máxima verossimilhança necessitamos da hipótese de normalidade sobre a distribuição de  $w_t = \Delta^d y_t$ , ou seja  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \rightarrow w_t \sim N(0, \Omega)$  e a função que será otimizada é



$L(\phi; \theta; \Omega; w) = (2\pi)^{\frac{-T}{2}} \cdot |\Omega|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} w \cdot \Omega^{-1} w\right)$ . Depois da etapa de estimação é necessário realizar a verificação ou diagnóstico que compreende: a verificação dos parâmetros estimados, análise dos resíduos e análise dos critérios de informação. Os critérios de informação mais utilizados são o *Akaike information criterion* (AIC) e o *Schwartz Bayesian criterion* (SBC), calculados como:  $AIC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \frac{2}{T}(p+q)$  e  $SBC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \frac{\ln T}{T}(p+q)$ , onde T é o número de observações usadas. O SBC também é conhecido como *Bayesian information criterion* (BIC). Idealmente, o AIC e o SBC deverão ser os menores possíveis podendo assumir valores negativos, sendo que ambos medem o quanto o modelo estimado se ajusta aos dados.

Na etapa final, a de previsão, dada uma série  $\{y_1, y_2, \dots, y_t\}$  queremos prever os valores  $y_{t+1}, y_{t+2}$  até  $y_{t+s}$ . O interesse agora está concentrado em encontrar o predictor ótimo  $y_{t+s}$ , ou seja aquele que minimiza o erro quadrático médio da previsão:
 
$$\min E[y_{T+s} - \hat{y}_T(s)]^2 = E[e_T^2(s)].$$

Quando fazemos previsão temos o problema da perda de informações a medida que avançamos em tentar prever os valores mais adiante no tempo. Isto pode ser visto claramente usando-se, por exemplo um modelo ARMA(2,3) dado por  $w_T = \phi_1 w_{T-1} + \phi_2 w_{T-2} + \varepsilon_T - \theta_1 \varepsilon_{T-1} - \theta_2 \varepsilon_{T-2} - \theta_3 \varepsilon_{T-3}$ . Atualizando um período ficamos com  $w_{T+1} = \phi_1 w_T + \phi_2 w_{T-1} + \varepsilon_{T+1} - \theta_1 \varepsilon_T - \theta_2 \varepsilon_{T-1} - \theta_3 \varepsilon_{T-2}$  para obtermos o predictor de  $w_T$  um passo a frente, denotado por  $\hat{w}_T^1$  precisamos tomar a esperança condicionada até o instante T da série atualizada, o que resulta em  $\hat{w}_T^1 = \phi_1 w_T + \phi_2 w_{T-1} + 0 - \theta_1 \varepsilon_T - \theta_2 \varepsilon_{T-1} - \theta_3 \varepsilon_{T-2}$  sendo que o valor zero nessa expressão representa uma perda de informação, devido ao conjunto de informações estarem condicionados até o instante T (ou seja:  $E_T[\varepsilon_{T+1}] = 0$ ).

Continuando desta maneira, na determinação do valor da série para dois passos à frente teremos a seguinte expressão  $w_{T+2} = \phi_1 w_{T+1} + \phi_2 w_T + \varepsilon_{T+2} - \theta_1 \varepsilon_{T+1} - \theta_2 \varepsilon_T - \theta_3 \varepsilon_{T-1}$ , o previsor condicionado às informações até o instante T é obtido aplicando o operador da esperança condicionada em ambos os lados da seguinte equação:  $E_T [w_{T+2}] = E_T [\phi_1 w_{T+1} + \phi_2 w_T + \varepsilon_{T+2} - \theta_1 \varepsilon_{T+1} - \theta_2 \varepsilon_T - \theta_3 \varepsilon_{T-1}]$ , que irá resultar em  $\hat{w}_T^2 = \phi_1 \hat{w}_T^1 + \phi_2 w_T - \theta_2 \varepsilon_T - \theta_3 \varepsilon_{T-1}$ , nota-se que a medida que avançamos em tentar prever o futuro, ou seja determinar o valor da série s passos à frente, perdemos informações referentes aos choques aleatórios e a nossa previsão passa a ser uma função de outra previsão, isso quer dizer que o poder preditivo vai ficando mais pobre.

#### 4.3 A Inclusão de Uma Variável *Dummy* no Modelo

Na análise de regressão, a variável dependente pode ser influenciada por variáveis quantitativas e qualitativas. As variáveis quantitativas são facilmente mensuradas em alguma escala o que não ocorre com as variáveis qualitativas, uma vez que essas indicam a presença ou a ausência de uma qualidade ou atributo.

Dessa forma, um método para "quantificar" esses atributos é construir variáveis artificiais que assumam valores de 1 ou 0 ( indicando ausência de um atributo e indicando a sua presença) que são conhecidas pela literatura existente de "variáveis *dummy*". A rigor, não é essencial que as variáveis *dummy* assumam os valores de 0 e 1. O par (0,1) pode ser transformado em qualquer outro par por uma função linear tal que  $Z = a+bD$  ( $b \neq 0$ ) em que a e b são constantes e em que  $D = 1$  ou 0. Quando  $D = 1$ , tem-se  $Z = a+b$ ; e quando  $D=0$ , tem-se  $Z = a$ . Assim, o par (0,1) se torna (a, a + b). Observa-se que a atribuição de valores é puramente arbitrária, exigindo cuidado na hora de interpretar os resultados.



A introdução de variáveis qualitativas (*dummy*) torna o modelo de regressão linear uma ferramenta extremamente flexível capaz de lidar com muitos problemas encontrados, principalmente, em estudos empíricos. Quanto à sua aplicação, este tipo de variável pode ser usado em modelos simples, em que a única variável explicativa é a própria *dummy*, e em modelos mais complexos, em que uma variável categórica é desdobrada em duas ou mais variáveis *dummies*.

Atenção especial requer a especificação de modelos que combinam *dummies* para diferentes categorias e para modelos que combinam *dummies* e variáveis quantitativas. Neste último caso, duas análises são possíveis: incorporar mudanças no intercepto e/ou na declividade de uma função; possibilitar a identificação de mudanças estruturais.

O objetivo ao se implementar uma análise econométrica no artigo é desenvolver um estudo teórico-prático sobre a utilização de variáveis *dummy* como instrumento para captar a relação e os efeitos existentes entre adoção de câmbio fixo ou variável e o resultado encontrado no Balanço de Pagamentos. De forma sucinta, o que se pretende aqui é elaborar um material simples e abrangente a fim de destacar os casos em que as variáveis *dummy* são aplicadas e apresentar alguns resultados dessas aplicações usando o programa computacional Eviews 7.0. A metodologia a ser utilizada para apresentação dos resultados corresponde à dos livros texto de econometria, tais como, Gujarati (2000) e Wooldridge (2011).

Para que a análise econométrica seja robusta, fez-se necessário desenvolver uma equação que captasse, de forma abrangente e sucinta, várias grandezas associadas à produção de riqueza dos países para que se fosse possível visualizar estatisticamente, através da implementação de uma variável *dummy* ao modelo, a relação entre a adoção do câmbio (fixo ou flutuante) e o saldo resultante desse câmbio no Balanço de Pagamentos.

#### 4 O MODELO IMPLEMENTADO

A partir dessa necessidade, utilizou-se a equação do PIB nominal pela ótica da despesa, em que:  $PIB_{despesa} = C + I (FBKF + \Delta EST) + G + X - M$ . A variável “C” corresponde ao consumo privado, “I” é o investimento, cuja composição é a soma da formação bruta de capital fixo (FBKF) e variação do estoque ( $\Delta EST$ ), “G” é o gasto público do Governo e o resultado da diferença entre os termos “(X-M)”, em que “X” representa o total de exportações e “M” o total de importações, nos dá justamente o saldo do Balanço de Pagamentos. Associa-se a essa equação uma variável *dummy* “ $\delta$ ”, que assumirá valor igual a um (1) quando o sistema de câmbio adotado for o fixo e zero (0) quando o sistema de câmbio adotado for variável.

O modelo contou com uma base de dados trimestrais de 1995 até 2010, num total de 61 observações. Para validar o que foi proposto na tese, num primeiro momento, foram analisados os correlogramas (FAC e FACP) das variáveis em nível, de acordo com a metodologia Box & Jenkins com a finalidade de comprovar a estacionariedade das mesmas.

De acordo com a teoria econométrica e a partir da análise dos correlogramas obtidos, como exposto em Enders (2003) temos que:

**Variáveis: pib e cons\_privado.**

A FAC decai exponencialmente ao passo que há um evidente corte brusco na FACP. Caracteriza-se, portanto, uma série estacionária AR(1).

Date: 07/25/13 Time: 13:57  
Sample: 1995Q1 2010Q1  
Included observations: 60

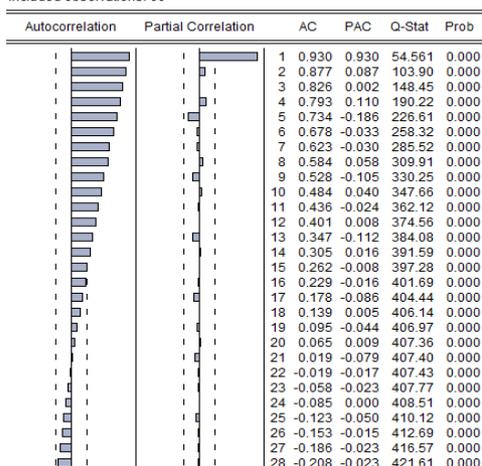


Figura 2: FAC e FACP da variável `cons_privado`

Date: 07/25/13 Time: 04:49  
Sample: 1995Q1 2010Q1  
Included observations: 60

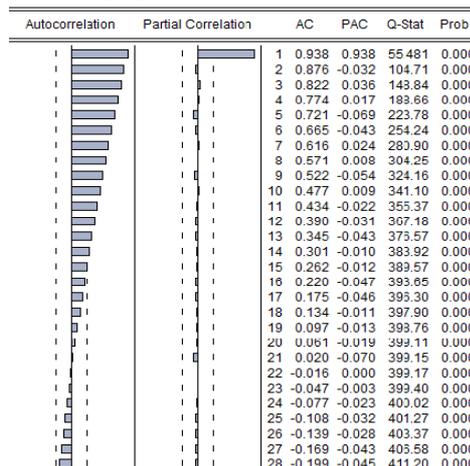


Figura 3: FAC e FACP da variável `cons_privado`

**Variáveis: import e fbkf**

A FAC decai exponencialmente e há um corte brusco na FACP: série estacionária AR (1).

Date: 07/25/13 Time: 14:29  
Sample: 1995Q1 2010Q1  
Included observations: 60

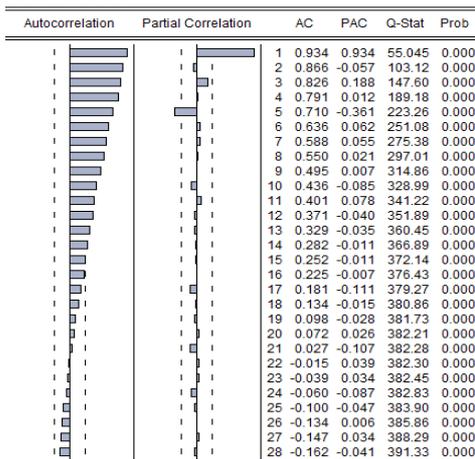


Figura 4: FAC e FACP da variável `import`

Date: 07/25/13 Time: 14:09  
Sample: 1995Q1 2010Q1  
Included observations: 60

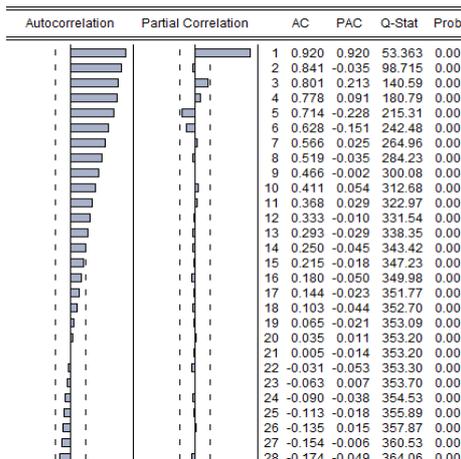


Figura 5: FAC e FACP da variável `fbkf`

### Variáveis: var\_estoque e export

Os valores observados para var\_estoque estão dentro do intervalo de confiança. A série é ruído branco.

Para export, A FAC decai exponencialmente e há um corte brusco na FACP: série estacionária AR (1).

Date: 07/25/13 Time: 14:13  
 Sample: 1995Q1 2010Q1  
 Included observations: 60

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		-0.033	-0.033	0.0694	0.792
2		0.001	-0.000	0.0695	0.966
3		-0.030	-0.030	0.1301	0.988
4		0.022	0.020	0.1615	0.997
5		-0.055	-0.054	0.3649	0.996
6		-0.017	-0.022	0.3857	0.999
7		-0.021	-0.022	0.4181	1.000
8		0.023	0.018	0.4548	1.000
9		-0.007	-0.005	0.4581	1.000
10		-0.006	-0.009	0.4604	1.000
11		-0.038	-0.039	0.5682	1.000
12		-0.021	-0.028	0.6026	1.000
13		-0.090	-0.092	1.2433	1.000
14		-0.027	-0.036	1.3016	1.000
15		-0.003	-0.007	1.3023	1.000
16		0.032	0.022	1.3909	1.000
17		-0.047	-0.049	1.5841	1.000
18		0.026	0.011	1.6429	1.000
19		-0.009	-0.014	1.6507	1.000
20		0.018	0.008	1.6622	1.000
21		-0.040	-0.034	1.8373	1.000
22		0.033	0.024	1.9454	1.000
23		-0.018	-0.019	1.9764	1.000
24		0.032	0.017	2.0835	1.000
25		-0.026	-0.026	2.1543	1.000
26		0.022	0.005	2.2090	1.000
27		-0.004	-0.005	2.2109	1.000
28		0.049	0.042	2.4926	1.000

Figura 6: FAC e FACP da variável var\_estoque  
 variável export

Date: 07/25/13 Time: 14:27  
 Sample: 1995Q1 2010Q1  
 Included observations: 60

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.941	0.941	55.854	0.000
2		0.882	-0.033	105.76	0.000
3		0.854	0.237	153.32	0.000
4		0.839	0.104	200.02	0.000
5		0.776	-0.382	240.76	0.000
6		0.717	-0.071	276.14	0.000
7		0.686	0.090	309.15	0.000
8		0.658	-0.088	340.15	0.000
9		0.599	-0.092	366.36	0.000
10		0.534	-0.087	387.60	0.000
11		0.500	0.091	406.60	0.000
12		0.466	-0.089	423.40	0.000
13		0.406	-0.084	436.48	0.000
14		0.344	0.003	446.04	0.000
15		0.307	-0.024	453.80	0.000
16		0.271	-0.021	460.03	0.000
17		0.213	-0.092	463.94	0.000
18		0.148	-0.075	465.87	0.000
19		0.099	-0.071	466.76	0.000
20		0.059	-0.000	467.09	0.000
21		-0.000	-0.088	467.09	0.000
22		-0.059	0.012	467.42	0.000
23		-0.097	0.022	468.37	0.000
24		-0.134	-0.114	470.23	0.000
25		-0.191	-0.065	474.10	0.000
26		-0.244	0.007	480.62	0.000
27		-0.270	0.064	488.83	0.000
28		-0.296	-0.066	498.98	0.000

Figura 7: FAC e FACP da  
 variável export

### Variável: gasto\_gov

A FAC decai exponencialmente e há um corte brusco na FACP: série estacionária AR (2).

Date: 07/25/13 Time: 14:06  
 Sample: 1995Q1 2010Q1  
 Included observations: 60

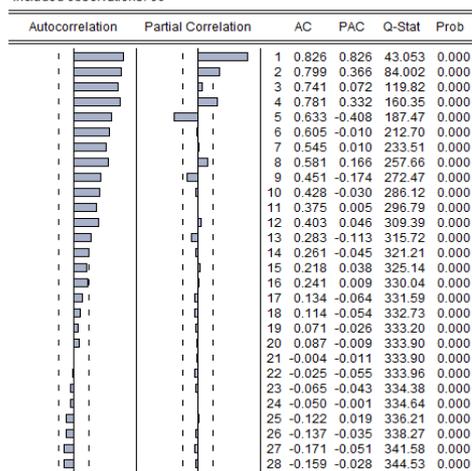


Figura 8: FAC e FACP da variável gasto<sub>gov</sub>

#### 4.1 Estimando o Modelo de Regressão

Após análise dos correlogramas e confirmação de que as séries são estacionárias, podemos fazer o modelo de regressão. No caso, foi realizada uma regressão estática, com as variáveis em nível, onde a variável Pib foi adotada como variável dependente (Y) e as variáveis cons\_privado, cons\_publico, fbkf, var\_estoque, export, import e a *dummy* de câmbio ( $\delta$ ) são as variáveis explicativas do modelo.

O passo seguinte será analisar as estatísticas obtidas no modelo desenvolvido. Vale destacar alguns conceitos para realizar o estudo como: i) O valor do  $R^2$  que, quanto mais próximo de um (1) indica melhor ajustamento do modelo, precisa ser analisado com extremo cuidado, pois mesmo incluindo variáveis não significativas no modelo, esse valor se eleva; ii) Para a análise individual dos coeficientes das variáveis do modelo de regressão, usa-se a estatística T. É desejável rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes betas da regressão são nulos. Para tal, é necessário que o p-valor associado seja menor que 0.05, isto é, para um intervalo de confiança de 95%; iii) A estatística F faz um estudo da variância populacional e indica se a regressão feita com



a amostra de dados é um estimador consistente do verdadeiro parâmetro das variáveis na população. Logo, se p-valor associado a esta estatística for menor que 0.05, aceitamos o modelo.

No próximo capítulo, trataremos dos resultados encontrados na regressão e buscaremos evidências para comprovar o efeito do câmbio no balanço de pagamentos.

## 5 RESULTADOS DA REGRESSÃO

O modelo proposto foi desenvolvido no software Eviews 7.0. Abaixo, seguem os resultados da regressão feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários que, conforme GUJARATI (2000) é uma técnica de otimização matemática que procura encontrar o melhor ajuste para um conjunto de dados tentando minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre os valores estimados e os dados observados.

Dependent Variable: PIB  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/25/13 Time: 04:45  
 Sample (adjusted): 1995Q1 2009Q4  
 Included observations: 60 after adjustments  
 PIB=C(1)+C(2)\*CONS\_PRIV+C(3)\*GASTO\_GOV+C(4)\*FBKF+C(5)  
 \*VAR\_ESTOQUE+C(6)\*EXPORT-C(7)\*IMP+C(8)\*DUMMY

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.805702	4.902839	0.164334	0.8701
C(2)	1.050986	0.065634	16.01284	0.0000
C(3)	0.723863	0.086479	8.370394	0.0000
C(4)	1.166335	0.204172	5.712498	0.0000
C(5)	0.047612	0.024839	1.916864	0.0608
C(6)	0.985824	0.132692	7.429442	0.0000
C(7)	0.974545	0.261619	3.725058	0.0005
C(8)	-2.613253	3.619114	-0.722070	0.4735
R-squared	0.998874	Mean dependent var	426.3972	
Adjusted R-squared	0.998722	S.D. dependent var	202.3851	
S.E. of regression	7.234225	Akaike info criterion	6.919089	
Sum squared resid	2721.368	Schwarz criterion	7.198335	
Log likelihood	-199.5727	Hannan-Quinn criter.	7.028318	
F-statistic	6589.279	Durbin-Watson stat	2.327537	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 9: estatísticas obtidas pelo modelo de regressão no software Eviews 7.0



Como evidenciado pelas estatísticas obtidas no software, podemos aceitar o modelo estimado a partir das variáveis utilizadas. Fica claro que, embora exista uma relação negativa entre a adoção do câmbio fixo e o PIB ao olharmos o coeficiente negativo de  $C(8)$ , variável *dummy*, o mesmo não é significativo pelo fato de seu p-valor estar fora do intervalo de rejeição da hipótese nula ( $H_0: \beta=0$ ). Logo, aceita-se que a variável *dummy* não é relevante ao modelo. O  $R^2$  foi bastante significativo, bem como o valor da estatística F. Das oito variáveis usadas para estimação, cinco foram significantes ao considerarmos um intervalo de confiança de 95%. Isso é mais uma evidência de que o modelo apresenta uma boa capacidade preditiva.

Para que o modelo estimado seja consistente e não viesado é necessário um estudo sobre o erro e verificar se este possui variância constante (homocedasticidade) ou não.

### **5.1 Teste para verificar correlação serial dos resíduos da regressão**

O teste de Breusch-Godfrey para correlação serial, como definido por Wooldridge (2011) é outro teste da classe de testes assintóticos conhecidos como testes de multiplicador de Lagrange (LM) e pode ser usado para testar processos ARMA de qualquer ordem. Além disso, neste teste a presença de variáveis dependentes defasadas no lado direito da equação não produz viés como no caso do teste baseado na Durbin-Watson. A hipótese nula do teste é de que não existe correlação serial dos resíduos até a defasagem de ordem  $q$ . A hipótese alternativa é que os resíduos são uma  $ARMA(p,q)$  sendo  $q=\text{Max}(p,q)$ , ou seja, a hipótese nula é testada contra alternativas tanto AR como MA.

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.853190	Prob. F(2,50)	0.1673
Obs*R-squared	4.140716	Prob. Chi-Square(2)	0.1261

**Test Equation:**

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/25/13 Time: 04:47

Sample: 1995Q1 2009Q4

Included observations: 60

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.060424	5.222802	0.203037	0.8399
C(2)	0.003822	0.076942	0.049673	0.9606
C(3)	-0.064788	0.091886	-0.705099	0.4840
C(4)	0.098401	0.222964	0.441333	0.6609
C(5)	-0.004428	0.024590	-0.180081	0.8578
C(6)	0.042126	0.137106	0.307255	0.7599
C(7)	0.115227	0.264560	0.435542	0.6650
C(8)	-0.848588	3.619761	-0.234432	0.8156
RESID(-1)	-0.175958	0.166708	-1.055481	0.2963
RESID(-2)	0.217769	0.173034	1.258537	0.2140
R-squared	0.069012	Mean dependent var	8.07E-15	
Adjusted R-squared	-0.098566	S.D. dependent var	6.791531	
S.E. of regression	7.118373	Akaike info criterion	6.914247	
Sum squared resid	2533.561	Schwarz criterion	7.263305	
Log likelihood	-197.4274	Hannan-Quinn criter.	7.050783	
F-statistic	0.411820	Durbin-Watson stat	1.881747	
Prob(F-statistic)	0.922859			

Figura 10: estatísticas obtidas pelo modelo de regressão no software Eviews 7.0

De acordo com Obs\*R-squared e o p-valor (0.1261 que é maior que 0.05) associado, deve-se aceitar a hipótese nula de que os resíduos da regressão não apresentam correlação serial.

## 5.2 Teste para normalidade dos resíduos da regressão

Em Gujarati (2000) é dito que se os resíduos têm distribuição normal, seu histograma deve ter a conhecida forma de sino e a estatística de Jarque-Bera não deve ser significativa. A estatística Jarque-Bera serve para testar a hipótese nula de que a

amostra foi extraída de uma distribuição normal, ou seja, a amostra pode ser considerada simétrica e unimodal, além de seu valor mais frequente coincidir com o valor da média e da mediana.

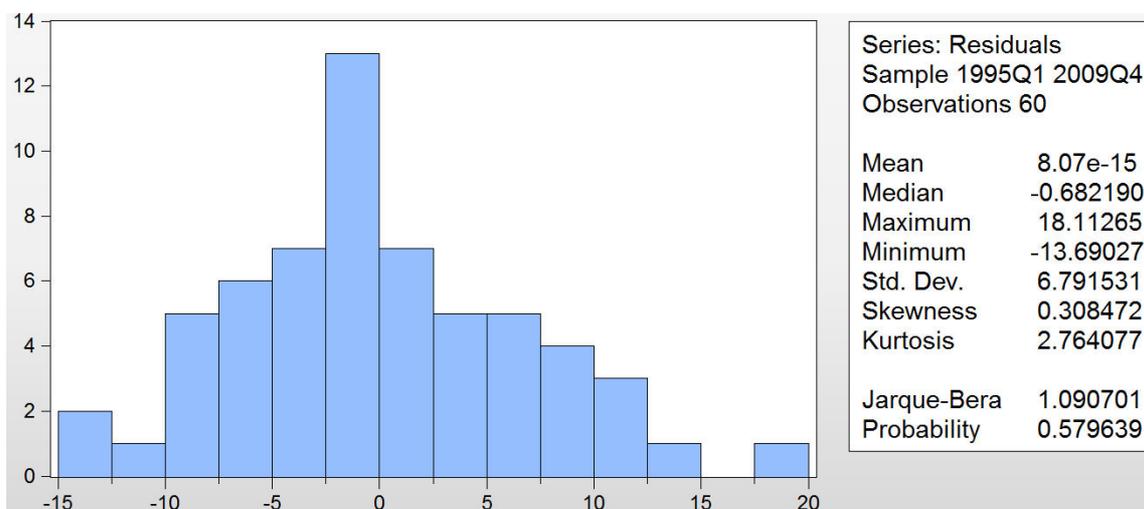


Figura 11: estatísticas obtidas pelo modelo de regressão no software Eviews 7.0

De acordo com o valor obtido no teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos (1.090701) e o p-valor associado (0.579639), aceitamos a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos.

### 5.3 Teste para Heterocedasticidade

Uma das hipóteses do modelo de regressão é a de homocedasticidade, isto é, a de que a variância teórica do termo de distúrbio aleatório, condicional em relação às variáveis independentes, seja constante. Quando a variância teórica (não observável) do distúrbio aleatório muda ao longo de diferentes segmentos do intervalo de tempo considerado ou em função de variáveis independentes temos o caso de heteroscedasticidade. Neste caso, segundo Gujarati (2000) os estimadores de mínimos quadrados deixam de ser estimadores lineares não-tendenciosos ótimos (BLUE) e

perdem sua eficiência assintótica. Além disso, todos os testes de hipóteses baseados em estatísticas t, F e Qui-quadrado deixam de ser válidos.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.517583	Prob. F(7,52)	0.8172
Obs*R-squared	3.908177	Prob. Chi-Square(7)	0.7903
Scaled explained SS	2.589202	Prob. Chi-Square(7)	0.9202

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/25/13 Time: 04:48

Sample: 1995Q1 2009Q4

Included observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.480119	42.40319	0.199988	0.8423
CONS_PRIV	0.382898	0.567649	0.674534	0.5030
GASTO_GOV	-0.937157	0.747930	-1.253000	0.2158
FBKF	-0.431853	1.765827	-0.244561	0.8078
VAR_ESTOQUE	0.034455	0.214822	0.160390	0.8732
EXPORT	-1.439988	1.147610	-1.254771	0.2152
IMP	2.432660	2.262663	1.075131	0.2873
DUMMY	16.91101	31.30064	0.540277	0.5913

R-squared	0.065136	Mean dependent var	45.35614
Adjusted R-squared	-0.060711	S.D. dependent var	60.74974
S.E. of regression	62.56665	Akaike info criterion	11.23391
Sum squared resid	203558.5	Schwarz criterion	11.51315
Log likelihood	-329.0172	Hannan-Quinn criter.	11.34314
F-statistic	0.517583	Durbin-Watson stat	2.165378
Prob(F-statistic)	0.817172		

Figura 12: estatísticas obtidas pelo modelo de regressão no software Eviews 7.0

De acordo com o Obs\*R squared e o p-valor associado, deve-se aceitar a hipótese nula de que os resíduos não são heterocedásticos, isto é, são homocedástico. Logo, podemos afirmar que os dados regredidos encontram-se mais homogeneamente e menos dispersos em torno da reta de regressão estimada pelo modelo.

## CONCLUSÃO

O principal propósito deste trabalho foi construir um modelo econométrico que permitisse uma averiguação das diversas teorias acerca das relações existentes entre a variação dos sistemas cambiais na geração de riquezas e no saldo do Balanço de Pagamentos do Brasil durante a década de 90 até o período atual.

Implementou-se uma variável *dummy* para auxiliar na interpretação dos resultados obtidos e foi possível concluir que não existe uma relação significativa (o coeficiente desta variável é negativo, mas seu p-valor é insignificante) entre a adoção do sistema de câmbio com a riqueza gerada e o saldo resultante das exportações e importações observadas no intervalo de tempo em estudo. Portanto, pelo modelo apresentado, não é possível afirmar qual foi o melhor regime cambial para o Brasil no período aqui analisado. Cada um apresentou suas vantagens e desvantagens, como abordado aqui nas seções 2 e 3.

A partir de um estudo realizado por Baumann (1996) é possível chegar à conclusão de que os mercados operam melhor com liberdade cambial. Ao longo do trabalho, ele afirma que a instabilidade no mercado cambial não deve ser interpretada como inerente ao livre funcionamento do mercado, mas como um sintoma da falta de consistência das políticas governamentais, motivos causadores de incerteza. Como dito também por Baumann (1996), as incertezas são responsáveis pelas especulações.

Por esse motivo, ele defende a adoção da flutuação cambial, em uma banda larga determinada pela autoridade econômica, frente às exigências dos fluxos de comércio e de capital, pois esta prática minimiza a necessidade de intervenção do Banco Central no mercado, conferindo-lhe mais liberdade na condução da política monetária em busca do objetivo principal de buscar a estabilidade do nível de preços domésticos.

Para trabalhos futuros a respeito deste mesmo tema, sugere-se um estudo acerca da causalidade das variáveis no sentido de Granger, uma vez que o registro



estatístico de correlação observado neste projeto apenas mediu a intensidade de relações lineares entre diferentes estimadores de uma regressão econométrica. Assim, uma correlação forte não implica, necessariamente, em uma relação de causa e efeito e, portanto, não é possível afirmar que as quedas na geração de riqueza e no saldo do Balanço de Pagamentos são causadas pelo regime de câmbio fixo, mesmo que tais indicadores sofram influência de acordo com as variações do dólar.

**FOREIGN POLICY AND BALANCE OF PAYMENTS:  
an analysis of the effect generated by the scheme adopted by Brazil from the 90.**

#### **ABSTRACT**

In the 80s, many countries had problems with inflation. In the 1990s, these countries achieved a stability of prices and subdued inflation. During this period, the fixed exchange rate as a nominal anchor was chosen by the Central Banks. However, the successive crises of confidence in the markets, among other problems, have made necessary to change this anchor. The Exchange shall float and the buying and selling of currencies work without systematic control of the government. In this context, the paper presents a discussion of the relationship between the Brazilian exchange rate, your balance Balance of Payments and GDP. To distinguish the exchange rate regime adopted, we used a dummy variable. It was concluded that there was no significant difference between the periods, ie, the fixed exchange rate regime in Brazil was efficient in its purpose of securing price stability and inflation control and did not affect GDP.

**KEYWORDS:** BALANCE OF PAYMENTS. DUMMY VARIABLE. EXCHANGE. Econometrics. NOMINAL ANCHOR.



## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, Joaquin P., SILVA, Maria Luiza Falcão e CARNEIRO; Francisco Galvão. Contrasting Monetary Policies Within the Mercosur Experiment. **Economia Aplicada** 4, 2000.
- BAUMANN, Renato (org). **O Brasil e a economia global**. Rio de Janeiro: Campus SOBEET, 1996.
- BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. Teoria e Política Econômica. Rio de Janeiro: Campus, 2005.
- BOX, G. E. P. & JENKINS, G. M.; **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco, Holden-Day, 1976.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. **Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994**. Editora 34, São Paulo, 2007.
- CARDIM; SOUZA; SICSÚ; PAULA e STUDART. **Economia monetária e financeira, teoria e política**. Editora Campus, 2. ed. Rio de Janeiro, 2007.
- CARVALHO, Fernando C.; SOUZA, Francisco E.P., et al. **Economia monetária e financeira**. Rio de Janeiro: Campus, 2000.
- CUMBY, Robert E.; WIJNBERGEN, Sweder Van. Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling-peg: **Argentina 1979-1981**. *Journal of International Economics* 27: 111-127, 1989.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. Wiley. 2003
- GUJARATI, D. N.; **Econometria básica**: ed. Makron Books, 2000.
- FLOOD, Robert P., Peter M. GARBER e Charles Kramer. **Collapsing exchange rate regimes: Another Linear Example**. *Journal of International Economics* 41:223-234, 1984.
- OBSTFELD, Maurice. Balance-of-payments crises and devaluation. **Journal of Money, Credit and Banking** 16: 208-217, 1984.



PASTORE, Affonso Celso e PINOTTI, Maria Cristina. **Câmbio e inflação**. In João Paulo dos Reis Velloso. **O Real e o Futuro da Economia**. Rio de Janeiro: José Olumpio, 1995.

MANKEW, N. Gregory. **Macroeconomia**. Tradução: Maria José Cyhlar Monteiro. 3. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1998

PORTUGAL, Marcelo et al. **A Economia do real**. Porto Alegre: Ortiz, 1996.

SIMONSEN, Mario Henrique; Cysne, Rubens Penha. **Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1995.

SCHWARTSMAN, Alexandre. A crise cambial e o ajuste fiscal. **Revista de Economia Política** 19: 5-29, 1999

STRINGHINI, Vera Teresinha Daniel. Uma Análise da Influência das Variações Cambiais sobre os Preços de Mercado na Década de 90. Dissertação de Mestrado, UFRGS. Porto Alegre, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 5. ed. São Paulo: Thompson Learning, 2011.

KRUGMAN, Paul R. A model of balance-of-payment crises. **Journal of Money, Credit and Banking** 16: 208-217, 1979.

KRUGMAN, Paul R.; Obstfeld, Maurice. **Economia internacional: teoria e política**. Tradução: Celina Martins Ramalho Laranjeira. Revisão Técnica: Maria Alejandra Caporale e Rubens Famá. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2001.