

# Paridade do Poder de Compra: O Modelo de Reversão Não Linear para o Brasil

Cristiano Silveira Freixo<sup>a</sup>,  
Fernando de Holanda Barbosa<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Petrobras, Rio de Janeiro, Brazil

<sup>b</sup>Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation  
(EPGE/FGV), Rio de Janeiro, Brazil

---

*Este artigo aplica o modelo não linear auto regressivo com transição suavizada (STAR) proposto por Granger e Terasvirta (1993) à taxa de câmbio real brasileira, com o objetivo de testar a validade da paridade do poder de compra (PPP) para o Brasil. Inicialmente é realizada uma revisão da literatura nacional e internacional, apresentando-se a evolução das técnicas econométricas empregadas nos testes da PPP. Em seguida o modelo STAR é introduzido, sendo utilizado para o teste da PPP para dados brasileiros entre 1959 e 2004. Os resultados apontam que a taxa de câmbio real brasileira formada com base no IPC apresenta comportamento não linear, revelando-se estacionária quando distante do equilíbrio e com tendência explosiva quando próxima à paridade. A taxa de câmbio real apurada com base no IPA mostrou-se linearmente estacionária, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária.*

*Palavras-chave:* Taxa de Câmbio, Paridade do Poder de Compra, Modelagem Não Linear

*This article applies the smooth transition autoregressive nonlinear model (STAR) proposed by Granger e Terasvirta (1993) to the Brazilian real exchange rate (RER), aiming to test the validity of the purchasing power parity (PPP) to Brazil. Initially a review of Brazilian and international literature is presented, describing the evolution of the econometric techniques that have been applied in the tests of the PPP. After that, the STAR model is presented and used for the PPP test for Brazilian data between 1959 and 2004. The results indicate that CPI-based RER reveals nonlinear behavior, being stationary when distant from the equilibrium and with an explosive tendency when close to parity. The WPI-based RER has shown linear stationarity, rejecting the null hypothesis of unit root.*

## 1 Introdução

De acordo com a teoria da paridade do poder de compra (PPP), os níveis de preços nacionais seriam iguais quando mensurados em uma mesma moeda. Isso ocorreria devido à arbitragem internacional de bens, sob as hipóteses de ausência de custos de transação e de barreiras ao comércio internacional, e considerando-se informação perfeita e homogeneidade de bens. Entretanto, a não observação das hipóteses que fundamentam a teoria provoca importantes desvios da PPP ao menos no curto prazo.

---

\* As opiniões emitidas neste artigo são de inteira responsabilidade dos autores, e não das instituições aos quais eles estão afiliados.

Define-se a taxa de câmbio real (RER) como a taxa de câmbio nominal ajustada pelos preços relativos. A validação empírica da PPP como uma relação de longo prazo é definida pela estacionariedade da RER, e variações na RER representam desvios da PPP. Caso a RER apresente comportamento do tipo passeio aleatório ou explosivo, a hipótese de não validade da PPP não poderá ser rejeitada.

A literatura tem apresentado resultados controversos quanto à validade da PPP, ou seja, quanto à estacionariedade da RER. Os primeiros testes econométricos foram realizados nos anos 70, aplicando regressão por mínimos quadrados ordinários. Como os testes não introduziam dinâmica na equação estimada, os primeiros resultados normalmente indicavam a rejeição da teoria. O desenvolvimento de novas técnicas econométricas nos últimos vinte anos permitiu importantes avanços nos testes de estacionariedade de variáveis aleatórias, como os testes de raiz unitária e de cointegração.

Em linha com a literatura internacional, os trabalhos empíricos acerca da validade da PPP para o Brasil apresentam resultados divergentes em função do período abordado, do teste aplicado e dos índices de preços utilizados na definição da RER.

A abordagem convencional aplicada nos testes empíricos acerca da estacionariedade da RER assume que esta variável apresenta um processo de formação auto-regressivo linear. Entretanto, a presença de não linearidades na RER pode provocar consideráveis implicações nos testes convencionais de validade da PPP (Michael et alii (1997) e Sarno e Taylor (2003)).

A não linearidade do processo auto-regressivo da RER decorreria da não observação das hipóteses básicas da PPP, como a presença de custos de transação e barreiras à arbitragem internacional. Isso criaria uma faixa de desvios da PPP dentro da

qual os custos decorrentes do comércio internacional superariam os benefícios a serem obtidos pela arbitragem sobre o diferencial entre os preços interno e externo. Desta forma, dentro desta faixa onde a arbitragem internacional de bens não ocorreria, a RER poderia apresentar comportamento do tipo passeio aleatório ou mesmo explosivo. Entretanto, na presença de desvios superiores à banda de inação, o comércio internacional provocaria a reversão da RER ao equilíbrio com velocidade proporcional ao tamanho do desvio, caracterizando a não linearidade do ajuste.

Este artigo tem como objetivo testar a validade da PPP para o Brasil no período 1959-2004 através da aplicação do modelo não linear auto-regressivo com transição suavizada (STAR) proposto por Granger e Terasvirta (1993). Os testes empíricos foram realizados sobre as taxas de câmbio real apuradas com base em preços ao consumidor e no atacado, com o intuito de abordar as diferentes metodologias observadas na literatura.

O trabalho estrutura-se em três seções além desta introdução. Na Seção 2 são discutidos os aspectos teóricos referentes à PPP, apresentando-se a literatura acerca do tema, os resultados obtidos nos trabalhos nacionais e internacionais e a evolução das técnicas utilizadas para o teste da teoria. A Seção 3 apresenta o modelo aplicado neste trabalho e os dados utilizados nos testes empíricos. Posteriormente são realizados os procedimentos econométricos de acordo com a teoria empregada – seleção do termo auto-regressivo, testes de raiz unitária, testes de linearidade, seleção da função não linear de transição, especificação de variáveis *dummy* e estimação do modelo STAR. A última seção apresenta as conclusões do trabalho com os principais resultados obtidos.

## 2 Paridade do Poder de Compra: A Abordagem Linear

De acordo com a teoria da PPP, os níveis nacionais de preços seriam iguais quando expressos em uma mesma moeda. Desta forma temos:

$$P_t = S_t \times P_t^* \quad (1)$$

onde  $P_t$  é o nível doméstico de preços,  $P_t^*$  o nível externo de preços e  $S_t$  a taxa nominal de câmbio definida como o preço doméstico da moeda externa, todas as variáveis expressas na data  $t$ . Expressando esta relação em logaritmo natural temos:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2)$$

A taxa de câmbio real (RER) pode ser entendida como uma medida dos desvios em relação à PPP, e a reversão ao equilíbrio de longo prazo da RER caracteriza a validade da PPP como uma relação de paridade de longo prazo:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (3)$$

A condição de paridade expressa pela PPP assume a perfeita arbitragem de bens entre países. Entretanto, em função de fatores como custos de transação, impostos, subsídios, barreiras não tarifárias ao comércio exterior, existência de bens e serviços não comercializáveis, concorrência imperfeita entre empresas, intervenções governamentais no mercado de câmbio e diferenças na composição das cestas de bens e índices de preços entre países, pode-se esperar que a PPP não seja verificada no curto prazo, caracterizando-se como uma relação de paridade de longo prazo.

Estudos empíricos com longas séries de dados têm suportado a PPP (Michael et alii (1997) e Taylor (1995)). Entretanto, análises abordando o período de câmbio flutuante pós 1973, referentes aos países industrializados, têm obtido resultados controversos.

Através da aplicação de testes de raiz unitária, diversos autores não puderam rejeitar a hipótese nula de que o processo gerador da RER possui raiz unitária (Meese e Rogoff (1988)).

Diversos estudos com longas séries e com painel de dados apresentam resultados semelhantes quanto ao tempo de meia vida dos desvios da PPP: entre 3 e 5 anos (Rogoff (1996)). Considerando que choques reais (como mudanças tecnológicas e preferências) não podem ser responsáveis por grande parte da volatilidade de curto prazo da taxa de câmbio real e que choques nominais só produzem efeito durante o período no qual preços e salários nominais são rígidos, um “enigma” seria dado pelo alto grau de persistência da taxa real de câmbio, ou seja, pelo longo tempo necessário para que esta taxa retorne ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

Embora poucos concordem que a PPP se verifique continuamente no mundo real, muitos, instintivamente, acreditam em alguma variante da PPP como uma “âncora” de longo prazo para a RER (Rogoff (1996)), com sua utilização em diversas teorias macroeconômicas ao menos no longo prazo.

A evidência empírica da PPP é extremamente ampla e a sofisticação dos testes empregados tem se desenvolvido juntamente com as técnicas econométricas. Podem-se identificar cinco estágios nos testes aplicados na abordagem linear sobre PPP: regressão por mínimos quadrados ordinários; teste de raiz unitária da taxa de câmbio real; cointegração; estudos com séries longas de dados e estudos com painel de dados.

## 2.1 Regressão por mínimos quadrados ordinários

A PPP absoluta define que a taxa de câmbio nominal é igual à divisão entre níveis de preços relevantes de dois países. A PPP relativa estabelece que mudanças na taxa de câmbio são iguais às mudanças nos preços relativos nacionais. Consideremos a equação:

$$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + u_t \quad (4)$$

O teste da hipótese  $\beta = 1$  e  $\beta^* = -1$  seria interpretado como teste da PPP absoluta, enquanto a mesma restrição com variáveis em primeira diferença representaria a PPP relativa, ou seja, a taxa de desvalorização da moeda seria igual à diferença de inflação. Frequentemente é feita a distinção entre testes nos quais  $\beta$  e  $\beta^*$  são iguais e com sinais opostos (condição de simetria) e testes nos quais são iguais a um e menos um respectivamente (condição de proporcionalidade).

Os primeiros testes de PPP, realizados até o fim da década de 1970, estimavam  $\beta$  e  $\beta^*$ . Tais testes não introduziram dinâmica na equação estimada, não distinguindo entre curto e longo prazo e geralmente indicando rejeição da PPP.

As primeiras estimativas não investigavam a estacionariedade dos resíduos da equação estimada. Se a taxa de câmbio e os preços relativos são não estacionários e não cointegram, então a equação estimada representa uma regressão espúria e o método dos mínimos quadrados ordinários convencional é inválido (Granger e Newbold (1974)). Entretanto, se o erro é estacionário, então uma relação linear de longo prazo existe entre taxa de câmbio e preços relativos, mas a inferência estatística convencional ainda é inválida devido ao viés presente no desvio padrão estimado.

## 2.2 Teste de raiz unitária da taxa de câmbio real

Neste estágio, examinou-se a estacionariedade da taxa de câmbio real  $q_t$  conforme descrita na equação [3], o que implicaria na validação da PPP no longo prazo. Caso contrário, esta taxa teria raiz unitária, não apresentando tendência de reversão para um nível de equilíbrio de longo prazo.

A partir de meados da década de 1980, os estudos têm empregado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) (Dickey e Fuller (1979)), para testar se a taxa de câmbio real possui raiz unitária:

$$\Delta q_t = \alpha + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde  $\Delta$  denota o operador de primeira diferença e  $\varepsilon_t$  representa um processo de ruído branco.

Testar a hipótese nula  $\rho = 0$  representa testar se  $q_t$  possui raiz unitária, o que implicaria a não existência de um nível de equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real. A hipótese alternativa, na qual a PPP prevalece, requer  $\rho < 0$ .

Os testes realizados entre as principais moedas durante o período de câmbio flutuante (pós 1973), têm sugerido desvios permanentes da PPP, indicando que a taxa de câmbio real possui raiz unitária e não reverte ao equilíbrio no longo prazo (Enders (1988), Mark (1990) e Taylor (1988)). Uma completa revisão dos testes realizados neste período pode ser obtida em Froot e Rogoff (1994).

Os testes de raiz unitária aplicados a dados brasileiros apresentam resultados controversos. Rossi (1991) testa a teoria da PPP com dados mensais entre 1980 e 1988 e com base nos índices

de preços no atacado (IPA). Segundo o autor “É possível que o período analisado não seja suficientemente longo para um teste mais definitivo sobre a questão, pois os desvios da paridade do poder de compra, em particular, podem levar mais de uma década para serem eliminados, principalmente quando há intervenção governamental na determinação da taxa de câmbio, como foi o caso aqui estudado, devido aos problemas com a dívida externa”. De fato, o autor não pôde rejeitar a hipótese nula de raiz unitária das séries de câmbio real formadas com base no câmbio oficial, paralelo e cesta de moedas (ponderada pelo total de exportações e pela exportação de produtos manufaturados).

Pastore et alii (1998) aplicam os testes de raiz unitária para dados brasileiros entre 1959 e 1996. Concluem que a taxa de câmbio real apurada com base no IPC da Fipe apresenta raiz unitária. Do mesmo modo, utilizando o INPC do IBGE no período entre 1979 e 1996, a hipótese nula de que a série possui raiz unitária não pôde ser rejeitada. Entretanto os autores encontram evidências de estacionariedade da taxa de câmbio real formada com base nos índices de preços no atacado.

Kannebley-Jr. (2003)<sup>1</sup> realiza testes de raiz unitária com dados mensais entre 1968 e 1994, com séries de câmbio real formadas com base no IPC da Fipe e no IPA da FGV. Os resultados dos testes para a versão relativa da PPP indicam a não rejeição dessa versão para o caso brasileiro, independentemente dos índices de preços utilizados e dos períodos analisados. A versão absoluta da PPP apresenta resultados controversos. Enquanto a taxa de câmbio real baseada no IPA apresenta comportamento estacionário quando avaliada no período 1968-1978, a taxa de câmbio real que utiliza o IPC em sua formação apresenta raiz unitária. Quando analisado o período completo (1968-1994) com

---

<sup>1</sup> Kannebley-Jr. (2003) apresenta uma completa revisão bibliográfica dos testes da PPP para o Brasil.

uma quebra estrutural no nível da série, a taxa de câmbio apurada com base no IPA apresenta comportamento estacionário. A hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de significância de 10% para a taxa de câmbio apurada com base no IPC.

### 2.3 Cointegração

A cointegração foi originalmente desenvolvida por Engle e Granger (1987). Segundo a teoria, duas séries não estacionárias, integradas de mesma ordem, são cointegradas se existir uma combinação linear entre as duas que seja estacionária<sup>2</sup>. Neste caso a não estacionariedade de uma série é exatamente compensada pela não estacionariedade da outra, e uma relação de longo prazo é estabelecida entre as duas variáveis. Na análise da taxa de câmbio, se  $s_t$  e  $\pi_t = (p_t - p_t^*)$  são estacionários após diferenciados  $d$  vezes, ou seja, são integrados de ordem  $d$  ou  $I(d)$ , então a combinação linear  $z_t = s_t + k\pi_t$  será também  $I(d)$  se a taxa de câmbio real apresentar um processo de passeio aleatório.

No contexto da PPP, busca-se que  $s_t$  e  $\pi_t$  sejam  $I(1)$  e que  $z_t$  seja  $I(0)$ , ou seja, apresente reversão à média. Neste caso não rejeita-se a relação de longo prazo entre as duas variáveis com uma tendência comum. Entretanto, se a hipótese de não cointegração não puder ser rejeitada, a regressão estimada é uma regressão espúria, sem significado econômico. Sob a hipótese nula (de não cointegração) o erro precisa ser não estacionário.

---

<sup>2</sup> O termo estacionário é entendido como covariância estacionária: uma série temporal tem covariância estacionária se apresenta média constante, variância finita e se a covariância entre duas observações quaisquer for uma função somente do tempo havido entre as observações.

A principal diferença entre a utilização da cointegração para teste de PPP e teste de não estacionariedade da taxa de câmbio real é que na cointegração as condições de simetria e proporcionalidade ( $\kappa = -1$  na equação  $z_t = s_t + \kappa\pi_t$ ) não são impostas<sup>3</sup>. Na prática, a cointegração representa o teste de raiz unitária do resíduo ( $z_t$ ) da regressão entre duas variáveis  $s_t$  e  $\pi_t$ . Entretanto os valores críticos tabulados por Fuller (1976) não podem ser utilizados para testar a não estacionariedade dos resíduos da cointegração. Os valores críticos apropriados, computados por Engle e Granger (1987) através de simulação de Monte Carlo, têm sido utilizados para testar a estacionariedade dos resíduos da cointegração.

Os primeiros testes de cointegração reportaram, em sua maioria, ausência de reversão à média da taxa real de câmbio para o período de câmbio flutuante pós 1973 (Taylor (1988) e Mark (1990)). Entretanto os trabalhos mais recentes têm apresentado rejeição à hipótese nula de não cointegração entre as moedas das principais economias industrializadas (Kim (1990) e Cheung e Lai (1994)).

Os dados utilizados nos trabalhos são fundamentais na determinação dos resultados. Com a utilização do índice de preços no atacado (IPA), a hipótese nula de não cointegração é mais facilmente rejeitada em comparação a trabalhos que utilizam o índice de preços ao consumidor (IPC) ou o deflator do PIB. Isso é facilmente explicado pela menor participação relativa de não comercializáveis no IPA, o que o aproxima mais do índice ideal para análise da PPP do que o IPC ou o deflator do PIB.

Os testes de cointegração aplicados para verificação da PPP para dados brasileiros apresentam resultados não conclusivos. Rossi

---

<sup>3</sup> O relaxamento justifica-se em função das barreiras à arbitragem internacional de bens e das diferenças entre os índices de preços utilizados e os teoricamente corretos para o cálculo da PPP.

(1991) obtém evidências da PPP relativa com base na taxa de câmbio real baseada no IPA. Entretanto a PPP absoluta não pôde ser comprovada em sua análise de dados mensais entre 1980 e 1988.

Holland e Pereira (1999) realizam testes de cointegração para testar a validade da PPP para o Brasil, avaliando se a taxa de câmbio real apresenta um comportamento reversível, na média, tal que movimentos de afastamento da taxa de câmbio de uma trajetória de longo prazo sejam de caráter transitório. Os autores utilizam observações mensais referentes ao período de 1974 a 1997, com base no IPC da Fipe, IPC e IPA dos Estados Unidos e IPA do Brasil. Foram realizados testes com a amostra sendo dividida em dois períodos: 1974-1985 e 1986-1997.

Foram obtidos resultados ambíguos em função do índice de preços utilizado e do período coberto pelos testes. Segundo os autores: “Não se pode, contudo, negar o modelo de PPP, mesmo sob tais restrições. De fato, o movimento da taxa de câmbio tende a procurar manter a taxa de câmbio real, assim como períodos de inflação acelerada enfraquecem tal conclusão.”

Marçal et alii (2003) realizam testes com dados trimestrais entre 1980 e 1994 com o objetivo de verificar a validade da PPP para dados brasileiros. Os testes consideraram a taxa de câmbio real obtida com base no IPC da Fipe e no IPA da FGV. Os autores, utilizando técnicas de cointegração não encontraram evidências de que a taxa de câmbio real obtida com base nos preços no atacado seja estacionária. Entretanto, em divergência com a literatura, encontram evidência fraca em favor da estacionariedade da taxa de câmbio real baseada em preços ao consumidor. Entre suas conclusões, os autores expõem evidências de que os desvios da PPP estão ligados ao diferencial entre as taxas de juros doméstica e externa.

Pastore et alii (1998), utilizando técnicas de cointegração, obtêm resultados similares àqueles apurados por meio de testes de raiz unitária. Com dados mensais entre 1959 e 1996, apuram reversão à média da taxa de câmbio real baseada no IPA e não podem rejeitar a hipótese nula de não cointegração quando o índice utilizado é o IPC.

#### 2.4 *Estudos com séries longas de dados*

Os testes aplicados nos anos 80 para examinar a estacionariedade da taxa de câmbio real (raiz unitária e cointegração) apresentavam um baixo poder para rejeitar a hipótese nula de não reversão desta variável para o período de câmbio flutuante pós 1973. Isso se devia ao fato de a taxa de câmbio real reverter à média em longos períodos de tempo. Portanto o exame de uma única taxa de câmbio pelo período de aproximadamente 15 anos não conteria informação suficiente para detectar a lenta reversão da taxa de câmbio real.

Diversos autores, utilizando séries longas (acima de 80 anos), obtêm resultados favoráveis à reversão à média da taxa de câmbio real com tempo de meia-vida entre 3 e 5 anos (Lothian e Taylor (1996) e Cheung e Lai (1994)).

Para dados brasileiros a hipótese nula de não estacionariedade da taxa de câmbio real não pôde ser rejeitada. Zini-Jr. e Cati (1993) testam a PPP absoluta para o Brasil com dados anuais entre 1855 e 1990, rejeitando a validade da PPP. Segundo Marçal et alii (2003) os dados utilizados por Zini-Jr. e Cati (1993) podem não ser adequados para testar a PPP, uma vez que foram utilizados dados do deflator implícito do PIB brasileiro (com grande proporção de bens não comercializáveis) e índices de preços externos de dois países diferentes - índices de preços no atacado

inglês e americano.

### 2.5 *Estudos com painel de dados*

Outra forma de contornar o baixo poder dos testes de raiz unitária e cointegração para rejeitar a falsa hipótese nula de não estacionariedade da taxa de câmbio real para curtas séries de dados é aumentar o número de taxas de câmbio sob consideração.

Utilizando-se de painel de dados, diversos autores têm obtido resultados favoráveis a PPP, mesmo considerando somente o período de câmbio flutuante pós 1973 (Flood e Taylor (1996) e Wu (1996)).

Sarno e Taylor (2003) apontam como principal problema na utilização de painel de dados para teste de raiz unitária da taxa de câmbio real o fato de a hipótese nula geralmente considerar que todas as séries são geradas por um processo de raiz unitária, tornando a probabilidade de rejeição da hipótese nula bastante elevada se somente uma das séries sob consideração for estacionária.

A abordagem linear da PPP tem apresentado resultados controversos, independentemente das moedas analisadas, dos períodos avaliados e das técnicas estatísticas empregadas. Apesar da imensa quantidade de estudos sobre o tema, o comportamento da RER e o entendimento dos desvios da PPP continuam a representar algumas das principais áreas de pesquisa em macroeconomia. Segundo Enders e Dibooglu (2001), a vasta literatura sobre a PPP indica a importância do assunto e a ambigüidade de suas conclusões.

### 3 Paridade do Poder de Compra: A Abordagem Não Linear para o Brasil 1959 - 2004

Nos testes convencionais acerca da PPP, a hipótese nula considera que o processo gerador da RER apresenta raiz unitária, assumindo um processo auto regressivo linear, com o ajuste ocorrendo continuamente e com velocidade constante, independente do tamanho do desvio com relação à PPP. O teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF) tem como base um processo auto regressivo AR(p), representado pela equação [5]. A hipótese nula representa um processo com raiz unitária  $H_0 : \rho = 0$ , enquanto a hipótese alternativa  $H_1 : \rho < 0$  define a estacionariedade do processo. Considerando um processo de geração de dados não linear, a abordagem linear utilizada no teste ADF apresenta baixo poder de rejeitar a falsa hipótese nula de raiz unitária (Taylor et alii (2001)), não significando entretanto que o processo não linear não seja estável.

A presença de custos de transação e outras barreiras à arbitragem internacional de bens pode implicar na não linearidade do ajuste, com importantes desdobramentos sobre os testes convencionais de estacionariedade dos desvios da PPP (Michael et alii (1997) e Sarno e Taylor (2003)). Portanto, a presença de não linearidades na taxa de câmbio real pode oferecer alguma explicação a respeito da rejeição da PPP em diversos estudos. Na abordagem não linear considera-se a presença de fricções de mercado que limitariam a possibilidade de arbitragem, fazendo com que a taxa de câmbio real se ajuste em direção ao equilíbrio de longo prazo através de um processo não linear. Os custos de transação e as barreiras à arbitragem internacional de bens criariam uma banda de inação dentro da qual o diferencial de preços entre países não provocaria a arbitragem. Somente diferenciais de preços que excedessem os custos de transação, fora da banda de inação, pos-

sibilitariam a arbitragem.

Considerando que a RER representa um processo agregado, formado por diversos agentes com preferências heterogêneas e que, portanto, não agem simultaneamente e considerando ainda que os índices de preços são compostos por preços de diversos bens, cada um com diferentes custos de arbitragem internacional, as mudanças na RER devem apresentar características não lineares com variações suavizadas.

As características descritas sugerem que a RER reverteria para seu valor de equilíbrio com intensidade proporcional ao tamanho do seu desvio com relação ao equilíbrio, uma vez que grandes desvios provocariam a arbitragem de uma quantidade maior de bens proporcionalmente a pequenos desvios, movendo a RER com maior velocidade em direção à paridade. Entretanto, quando próxima do seu nível de equilíbrio, e oferecendo poucas possibilidades à arbitragem, a RER poderia apresentar raiz unitária (comportamento do tipo passeio aleatório) ou ainda comportamento explosivo.

#### 4 O Modelo

O processo de geração da RER pode ser caracterizado através do modelo não linear auto regressivo com transição suavizada (STAR) proposto por Granger e Terasvirta (1993). Neste modelo, a velocidade da reversão ao nível de equilíbrio varia em função do desvio com relação à paridade:

$$q_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j q_{t-j} + \left[ \alpha^* + \sum_{j=1}^p \beta_j^* q_{t-j} \right] \times F[\gamma; q_{t-d} - \mu] + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $q_t$  é estacionário,  $F[\cdot]$  é uma função de transição definida entre zero e um,  $F[\cdot] : \Re \rightarrow [0, 1]$ ,  $\varepsilon_t$  é um processo *i.i.d.* com média zero e variância finita. A principal propriedade do modelo é a “transição suavizada”, ao contrário da reversão com velocidade constante característica da abordagem linear.

A função de transição  $F[\cdot]$  determina o grau de reversão ao equilíbrio, sendo governada pelo parâmetro  $\gamma$ , que efetivamente determina a velocidade reversão, e pelo parâmetro  $\mu$ , que representa o nível de equilíbrio de  $q_t$ . Granger e Terasvirta (1993) e Terasvirta (1994) sugerem duas funções de transição: LSTAR e ESTAR.

A função *Logistic STAR* (LSTAR) caracteriza-se pela assimetria do ajuste:

$$F[\gamma; q_{t-d} - \mu] = [1 + \exp\{-\gamma[q_{t-d} - \mu]\}]^{-1} \quad (7)$$

onde o parâmetro  $\gamma$  é positivo e mensura a velocidade de reversão de  $q_t$  ao seu nível de equilíbrio de longo prazo associado à PPP ( $\mu$ ), e  $q_{t-d}$  é a variável de transição endógena que representa o tempo para que a RER inicie seu processo de reversão em resposta a um choque.

O modelo LSTAR assume que o processo apresenta comportamento assimétrico em função da diferença entre a variável de transição e o nível de equilíbrio de  $q_t$ . Se  $q_{t-d} \rightarrow -\infty$  temos  $F(\cdot) = 0$  e se  $q_{t-d} \rightarrow \infty$ ,  $F(\cdot) = 1$ , com  $F(\cdot) = 0,5$  quando  $q_{t-d} = \mu$ . Quanto menor o parâmetro  $\gamma$ , mais suave é a transição. Se  $\gamma = 0$ , a função  $F[\cdot]$  torna-se constante e o modelo converte-

se em um modelo linear. Por outro lado, se  $\gamma \rightarrow \infty$  ocorre uma transição muito rápida em função de  $q_{t-d} - \mu$ , com  $F[\cdot]$  variando rapidamente entre zero e um.

A função exponencial STAR (ESTAR) permite um ajuste simétrico da taxa de câmbio real para desvios acima ou abaixo do nível de equilíbrio, ou seja, apresenta dinâmica simétrica em função da diferença  $q_{t-d} - \mu$ :

$$F[\gamma; q_{t-d} - \mu] = 1 - \exp\{-\gamma [q_{t-d} - \mu]^2\} \quad (8)$$

onde, assim como na função LSTAR, o parâmetro  $\gamma$  é positivo e mensura a velocidade de reversão de  $q_t$  ao seu nível de equilíbrio  $\mu$ , e  $q_{t-d}$  é a variável de transição. Quando a taxa de câmbio real encontra-se em equilíbrio ( $q_{t-d} = \mu$ ), temos  $F[\cdot] = 0$  e o modelo resulta em um modelo linear  $AR(p)$ :

$$q_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j q_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

De outro modo, se  $q_{t-d} \rightarrow \pm\infty$  obtém-se  $F[\cdot] = 1$ , com o modelo convertendo-se em um diferente modelo  $AR(p)$ :

$$q_t = \alpha + \alpha^* + \sum_{j=1}^p [\beta_j + \beta_j^*] q_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

A fim de analisar algumas características do presente modelo, podemos reparametrizar a equação STAR:

$$\begin{aligned} \Delta q_t = & \alpha + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} \\ & + \left[ \alpha^* + \rho^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta q_{t-j} \right] \times F[\gamma; q_{t-d} - \mu] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

onde  $\Delta q_{t-j} = q_{t-j} - q_{t-j-1}$ . Nesta forma, os parâmetros principais são  $\rho$  e  $\rho^*$ . Como discutido anteriormente, quanto maior o desvio em relação à PPP mais forte o movimento em direção ao equilíbrio. Portanto, pequenos desvios de  $q_t$  em relação ao equilíbrio podem caracterizar um comportamento do tipo passeio aleatório (ou mesmo explosivo), ou seja, podemos ter  $\rho \geq 0$ . Entretanto, para grandes desvios da taxa de câmbio real, o processo é reversível ao equilíbrio, de modo que deve-se ter  $\rho^* < 0$  e  $(\rho + \rho^*) < 0$  para que o processo seja globalmente estacionário.

De acordo com Granger e Terasvirta (1993) e Terasvirta (1994), a ordem de auto regressão ( $p$ ) deve ser escolhida através da inspeção da função de auto correlação parcial (PACF). Granger e Terasvirta (1993) e Terasvirta (1994) também sugerem uma sequência de testes  $F$  com base na equação abaixo para a verificação da não linearidade dos dados<sup>4</sup>, para a definição da ordem ( $d$ ) da variável de transição e para a escolha da função de transição a ser utilizada:

$$q_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p [\beta_{0j}q_{t-j} + \beta_{1j}q_{t-j}q_{t-d} + \beta_{2j}q_{t-j}q_{t-d}^2 + \beta_{3j}q_{t-j}q_{t-d}^3] + \varepsilon_t \quad (12)$$

Considerando o parâmetro ( $d$ ) fixo, o teste de linearidade do modelo consiste em estimar a equação acima por mínimos quadrados ordinários e testar a hipótese nula:

$$H_{0L} : \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (13)$$

A hipótese nula assume que o modelo linear auto regressivo (AR) é a especificação correta da série que está sendo testada, contra a

<sup>4</sup> A hipótese nula de linearidade  $\gamma = 0$  não poderia ser testada diretamente uma vez que sob esta hipótese os parâmetros  $\alpha^*$ ,  $\beta_j^*$  e  $\mu$  não seriam definidos. Consequentemente aqueles autores recomendam a expansão de Taylor da função de transição em torno de  $\gamma = 0$ .

hipótese alternativa de não linearidade dos dados. Deve-se repetir o teste de linearidade com diversos valores para o parâmetro ( $d$ ), sendo escolhido o que minimize a probabilidade associada ao teste de linearidade.<sup>5</sup>

O próximo estágio na construção do modelo é selecionar a função de transição suavizada (LSTAR ou ESTAR) apropriada para a modelagem da série. Para isso devem-se aplicar os seguintes testes de hipótese:

$$H_{03} : \beta_{3j} = 0 \quad (14)$$

$$H_{02} : \beta_{2j} = 0 / \beta_{3j} = 0 \quad (15)$$

$$H_{01} : \beta_{1j} = 0 / \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad (16)$$

A rejeição de  $H_{03}$  pode ser interpretada como uma rejeição do modelo ESTAR. A não rejeição de  $H_{02}$  representa uma evidência em favor do modelo LSTAR. A aceitação de  $H_{03}$  e de  $H_{02}$  com a rejeição  $H_{01}$ , indica o modelo LSTAR. A não rejeição de  $H_{01}$  após a rejeição de  $H_{02}$  confirma que o modelo ESTAR é o mais apropriado.

#### 4.1 Os Dados

Na aplicação empírica do modelo foram utilizadas observações mensais dos Índices de Preços ao Consumidor (IPC)<sup>6</sup> e no Atacado (IPA) do Brasil e dos Estados Unidos no período de 1959M01 a 2004M02. Através da taxa de câmbio nominal

<sup>5</sup> Economicamente, espera-se baixos valores para o parâmetro  $d$ , não havendo motivos lógicos para longos períodos antes que a taxa de câmbio real inicie o ajuste em resposta a um choque (Taylor et alii (2001)).

<sup>6</sup> O Índice de Preços ao Consumidor do Brasil é composto pelo IPC da Fipe até 1979M12 e pelo IPC-A do IBGE a partir de 1980M01.

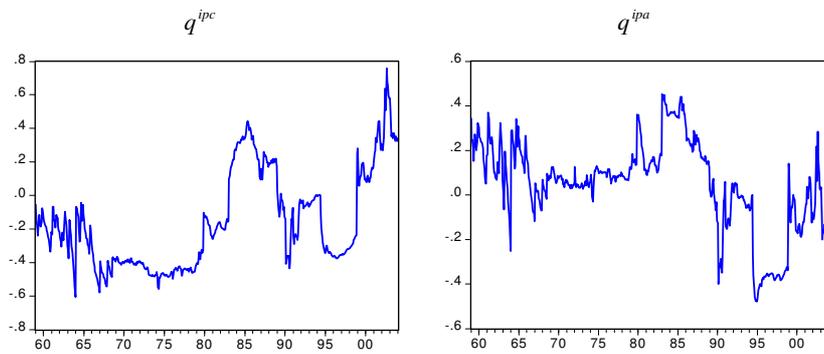


Fig. 1. Taxas de Câmbio Real

(definida como o preço em moeda nacional do dólar norte-americano ao fim de cada mês pelo câmbio comercial), foram definidas as taxas de câmbio real (em logaritmos naturais) com base no IPC ( $q^{ipc}$ ) e no IPA ( $q^{ipa}$ ). Ambas foram normalizadas, de forma que  $q^{ipc}(1994M06) = q^{ipa}(1994M06) = 0$ , e encontram-se plotadas na figura 1. Todos os dados foram obtidos no banco de dados do IPEA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)).

#### 4.1.1 Análise dos Dados

A avaliação das séries temporais teve início pela análise das funções de auto correlação parcial de ambas as taxas de câmbio real, conforme apresentado na figura 2. A inspeção destas funções revela que, para as duas séries analisadas, somente o primeiro coeficiente de auto correlação parcial é significativamente diferente de zero.

Outra forma de avaliação do termo auto regressivo é fornecida pelos critérios de Akaike e de Schwartz que encontram-se na Tabela 1. Esses testes revelam resultados semelhantes aos obtidos através da inspeção da função de auto correlação parcial. Desta

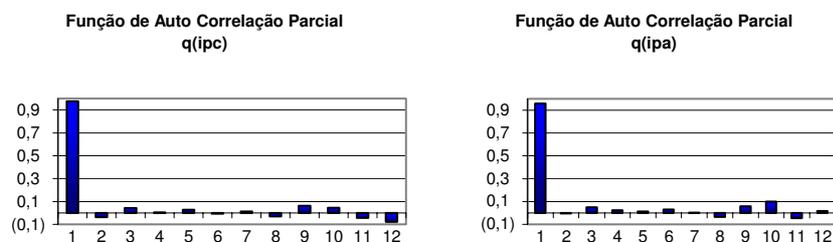


Fig. 2.

forma temos  $p = 1$  para ambas as taxas de câmbio real.

Tabela 1

Critérios para Seleção do Termo Auto Regressivo

Critério	$q^{ipc}$	$q^{ipa}$
<b>Akaike</b>		
$p = 1$	-2,940971	-2,891205
$p = 2$	-2,938055	-2,887604
$p = 3$	-2,939267	-2,888976
<b>Schwartz</b>		
$p = 1$	-2,925121	-2,875355
$p = 2$	-2,914281	-2,863830
$p = 3$	-2,907568	-2,857277

Uma vez selecionado o termo auto regressivo, foram aplicados testes de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) em cada série utilizada no presente trabalho (Tabela 2). Os quatro índices de preços utilizados (IPC Brasil, IPA Brasil, IPC EUA e IPA EUA) e a taxa de câmbio (BRL/USD) apresentam raiz unitária no nível. O IPC americano possui raiz unitária também quando avaliado em primeira diferença, sendo uma série  $I(2)$  - integrada

de ordem 2. O IPC brasileiro, os IPAs e a taxa de câmbio apresentam estacionariedade na primeira diferença, ao nível de significância de 1%.

As taxas de câmbio real  $q^{ipc}$  e  $q^{ipa}$  apresentam resultados divergentes. Em linha com um grande número de estudos sobre taxas de câmbio real, entre os quais Pastore et alii (1998), Kannebley-Jr. (2003) e Marçal et alii (2003)<sup>7</sup> para o caso brasileiro, a hipótese nula de raiz unitária de  $q^{ipc}$  não pôde ser rejeitada aos níveis convencionais de significância, apresentando comportamento estacionário somente quando avaliada em primeira diferença. Este resultado representaria, a princípio, a violação da PPP para o caso brasileiro, uma vez que seus desvios seriam não estacionários. Entretanto, a presença de não linearidades no processo de ajuste da taxa de câmbio real pode explicar porque os testes convencionais de raiz unitária (dentre os quais o ADF) são inábeis para rejeitar a falsa hipótese nula de não estacionariedade. (Taylor et alii (2001)).

De modo coerente com a teoria da PPP,  $q^{ipa}$  apresenta comportamento estacionário no nível. Resultados semelhantes foram obtidos por Pastore et alii (1998), Holland e Pereira (1999) e Kannebley-Jr. (2003) para dados brasileiros. De fato, o teste de linearidade definido anteriormente foi aplicado sobre  $q^{ipa}$ , e a linearidade da série não pôde ser rejeitada. Como a taxa de câmbio nominal ajusta-se primeiramente através de bens comercializáveis e, portanto, passíveis de arbitragem internacional (representados pelo IPA) e posteriormente os efeitos são transmitidos para os não comercializáveis (que possuem grande participação no IPC), a estacionariedade da taxa de câmbio real definida com base em preços no atacado encontra-se em linha

---

<sup>7</sup> Marçal et alii (2003) encontraram evidência fraca em favor da estacionariedade da taxa de câmbio real obtida com base em índices de preços ao consumidor.

com a teoria da PPP.

Tabela 2  
Teste de Raiz Unitária ADF

	$X$	$\Delta X$	$\Delta^2 X$
IPC Brasil	0,099073	-4,363471	-15,92748
IPC EUA	-1,248741	-2,284465	-10,11485
IPA Brasil	-0,378752	-4,975268	-24,39869
IPA EUA	-0,869558	-9,051558	-12,59229
BRL/US\$	1,167834	-15,24519	-12,01141
$q^{ipc}$	-1,968982	-22,81845	-13,81990
$q^{ipa}$	-3,430975	-23,93641	-13,49458

Notas: Estatísticas  $t$  do teste ADF para a hipótese nula de raiz unitária.  $X$  denota as séries em log do nível, exceto para as taxas de câmbio real.  $\Delta$  é o operador de primeira diferença. Todos os testes incluem intercepto. Os valores críticos para rejeição da hipótese nula são -3,44 para 1%, -2,87 para 5% e -2,57 para 10% de nível de significância (MacKinnon (1991)).

Os testes de linearidade de  $q^{ipc}$  e  $q^{ipa}$  foram realizados conforme descrito anteriormente e não puderam rejeitar a hipótese nula de linearidade de  $q^{ipa}$ . Entretanto,  $q^{ipc}$  mostrou-se fortemente não linear. A tabela 3 apresenta os resultados destes testes para  $1 \leq d \leq 12$ , indicando a seleção de  $d = 1$  como parâmetro que minimiza a probabilidade da hipótese nula de linearidade de  $q^{ipc}$ . Desta forma temos  $q_{t-d}^{ipc} = q_{t-1}^{ip}$ .

Tabela 3. Teste de Linearidade [15] e  $H_{0L}$  [16]

$d$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$q^{ipc}$	0,003	0,050	0,045	0,070	0,028	0,005	0,008	0,546	0,534	0,598	0,697	0,718
$q^{ipa}$	0,626	0,350	0,359	0,490	0,327	0,401	0,569	0,636	0,857	0,833	0,592	0,497

Notas: Probabilidades do teste  $F$  da hipótese nula de linearidade (Granger e Terasvirta (1993) e Terasvirta (1994)).

Os testes de linearidade de  $q^{ipc}$  e  $q^{ipa}$  foram realizados conforme descrito anteriormente e não puderam rejeitar a hipótese nula de linearidade de  $q^{ipa}$ . Entretanto,  $q^{ipc}$  mostrou-se fortemente não linear. A tabela 3 apresenta os resultados destes testes para  $1 \leq d \leq 12$ , indicando a seleção de  $d = 1$  como parâmetro que minimiza a probabilidade da hipótese nula de linearidade de  $q^{ipc}$ . Desta forma temos  $q_{t-d}^{ipc} = q_{t-1}^{ipc}$ .

A sequência de testes de hipóteses definidas em Terasvirta (1994) foi aplicada para a taxa de câmbio real baseada no IPC (Tabela 4), e indicaram o modelo ESTAR como o mais apropriado para a modelagem de  $q^{ipc}$ . Em linha com diversos estudos, o processo não linear de ajuste dos desvios da taxa de câmbio real apresenta comportamento simétrico para desvios positivos ou negativos em relação ao equilíbrio, sendo economicamente difícil justificar diferentes velocidades de ajuste da taxa de câmbio real em função de sua posição em relação ao nível de equilíbrio (Taylor et alii (2001) e Michael et alii (1997)).

As propriedades do modelo ESTAR são atrativas para a modelagem da RER por permitirem a reversão suavizada ao equilíbrio e ajustes simétricos em relação a desvios acima ou abaixo da paridade. Uma vez selecionado o termo auto regressivo, realiza-

Tabela 4

Testes de Hipótese para definição da Função de Transição [17]–[19]

Teste	Probabilidade
$H_{03}$	0,3455
$H_{02}$	0,0006
$H_{01}$	0,3003

Notas: Probabilidades do teste  $F$ . (Granger e Terasvirta (1993) e Terasvirta (1994)).

dos os testes de raiz unitária das séries analisadas, verificada a não linearidade da RER baseada no IPC, apurado o parâmetro  $d$  indicativo do tempo para o início do ajuste e definida a função de transição a ser empregada, o modelo ESTAR, descrito nas equações [6] e [8], foi estimado para a série  $q^{ipc}$  por mínimos quadrados não lineares a partir de diversos valores iniciais, a fim de se obter um ótimo global:

$$\hat{q}_t^{ipc} = -0,0065 + 1,3333q_{t-1} + \{0,0072 - 0,3492q_{t-1}\} \\ \begin{matrix} (-0,7512) & (6,4604) & (0,8222) & (-1,6968) \\ [0,4529] & [0,0000] & [0,4113] & [0,0903] \end{matrix} \\ \times \{1 - \exp\{-84,6057\} \times \{q_{t-1} + 0,0071\}^2\} + \hat{\varepsilon}_t \\ \begin{matrix} (1,5294) & (-0,2163) \\ [0,1268] & [0,8289] \end{matrix}$$

R-squared	0.963455	Mean dependent var	-0.158007
Adjusted R-squared	0.963114	S.D. dependent var	0.287785
S.E. of regression	0.055272	Akaike info criterion	-2.942109
Sum squared resid	1.637450	Schwarz criterion	-2.894560
Log likelihood	803.3114	Durbin-Watson stat	1.920094

Notas: Estatística  $t$  entre parênteses e nível de significância entre colchetes.

A série temporal modelada ( $q^{ipc}$ ) é fortemente influenciada por intervenções governamentais como planos econômicos, seja via taxa de câmbio, como mudanças de regimes cambiais, seja pela influência sobre o nível de preços como congelamentos de preços. Desta forma, foram definidas variáveis *dummy* referentes aos diversos planos econômicos implementados nas décadas de 80 e 90, conforme o quadro abaixo:

Tabela 5

Variáveis *Dummy*

Variável	Mês	Plano Econômico
D8603	Março de 1986	Plano Cruzado
D8902	Fevereiro de 1989	Plano Verão
D9003	Março de 1990	Plano Collor I
D9102	Fevereiro de 1991	Plano Collor II
D9407	Julho de 1994	Plano Real
D9901	Janeiro de 1999	Fim do regime de câmbio fixo

Os resultados da estimação do modelo com a inclusão das variáveis *dummy* encontram-se abaixo:

$$\begin{aligned}
\hat{q}_t^{ipc} = & -0,0042 - 0,0461 \times D8603 - 0,1548 \times D8902 \\
& \begin{matrix} (-0,6765) & (-6,6648) & (-28,4478) \\ [0,4990] & [0,0000] & [0,0000] \end{matrix} \\
& - 0,2606 \times D9003 - 0,1577 \times D9102 - 0,1212 \\
& \begin{matrix} (-40,3726) & (-30,6647) & (-20,2202) \\ [0,0000] & [0,0000] & [0,0000] \end{matrix} \\
& \times D9407 + 0,4878 \times D9901 \\
& \begin{matrix} (171,6051) \\ [0,0000] \end{matrix} \\
& + 1,2851q_{t-1} + \{0,0042 - 0,2996q_{t-1}\} \\
& \begin{matrix} (8,7006) & (0,6902) & (-2,0591) \\ [0,0000] & [0,4903] & [0,0400] \end{matrix} \\
& \times \{1 - \exp\{-75,5251 \times \{q_{t-1} - 0,0105\}^2\}\} + \hat{\varepsilon}_t \\
& \begin{matrix} (1,8073) & (0,3150) \\ [0,0713] & [0,7529] \end{matrix}
\end{aligned}$$

---

R-squared	0.971680	Mean dependent var	-0.158007
Adjusted R-squared	0.971092	S.D. dependent var	0.287785
S.E. of regression	0.048930	Akaike info criterion	-3.174941
Sum squared resid	1.268922	Schwarz criterion	-3.079843
Log likelihood	872.4090	Durbin-Watson stat	1.959443

---

Notas: Estatística  $t$  entre parênteses e nível de significância entre colchetes.

Com base nos valores apurados, a seguinte hipótese foi testada, a fim de conferir maior parcimônia ao modelo:

$$H_0 : \alpha = \alpha^* = 0$$

De modo compatível com resultados previamente obtidos (Michael et alii (1997)), a hipótese nula não pôde ser rejeitada aos níveis de significância normalmente utilizados.

Considerando este resultado, o modelo ESTAR [6] e [8] foi novamente estimado com a inclusão das variáveis *dummy* anteriormente definidas, sendo representado por:

$$\begin{aligned}
\hat{q}_t^{ipc} = & -0,0461 \times D8603 - 0,1535 \times D8902 - 0,2602 \\
& \begin{matrix} (-14,7593) & (-32,6201) & (-39,5031) \\ [0,0000] & [0,0000] & [0,0000] \end{matrix} \\
& \times D9003 - 0,1578 \times D9102 - 0,1253 \times D9407 \\
& \begin{matrix} (-30,6264) & (-31,88074) \\ [0,0000] & [0,0000] \end{matrix} \\
& + 0,4878 \times D9901 + 1,3210q_{t-1} - 0,3354q_{t-1} \\
& \begin{matrix} (224,9073) & (9,1120) & (-2,3330) \\ [0,0000] & [0,0000] & [0,0200] \end{matrix} \\
& \times \{1 - \exp\{-82,7172 \times \{q_{t-1} - 0,0026\}^2\}\} + \hat{\varepsilon}_t \\
& \begin{matrix} (1,9995) & (0,1389) \\ [0,0461] & [0,8896] \end{matrix}
\end{aligned}$$

---

R-squared	0.971671	Mean dependent var	-0.158007
Adjusted R-squared	0.971192	S.D. dependent var	0.287785
S.E. of regression	0.048846	Akaike info criterion	-3.182012
Sum squared resid	1.269314	Schwarz criterion	-3.102763
Log likelihood	872.3252	Durbin-Watson stat	1.961072

---

Notas: Estatística  $t$  entre parênteses e nível de significância entre colchetes.

O parâmetro estimado  $\beta_1 = 1,3210$  indica que o processo apresenta comportamento explosivo quando a taxa de câmbio real encontra-se em seu nível de equilíbrio de longo prazo, isto é, quando  $q_{t-1} - \mu = 0$ . Entretanto, o processo é globalmente estável, uma vez que  $\beta_1 + \beta_1^* < 1$ .

A figura 3 apresenta o comportamento da função de transição  $F[\cdot]$  em função da variável de transição  $q_{t-d} = q_{t-1}$ , com base no parâmetro estimado  $\gamma$ :

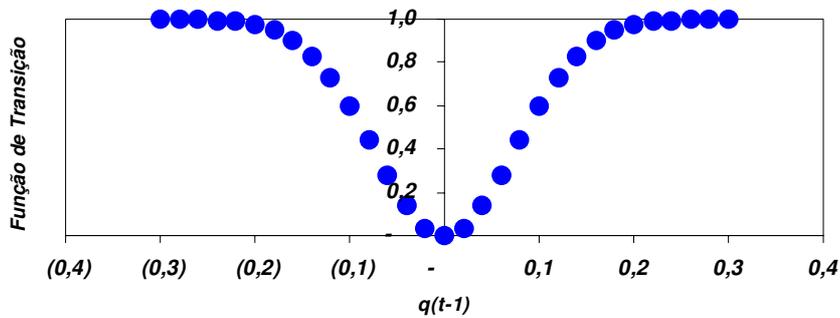


Fig. 3. Valores assumidos pela função de transição em função dos valores assumidos por  $q_{t-1}$

Nota:  $F[\cdot] = 1 - e^{-\gamma(q_{t-1} - \mu)^2} = 1 - e^{-82,7172(q_{t-1} - 0,0026)^2}$ .

Pode-se observar que desvios de  $q_{t-1}$  superiores a aproximadamente 0,2 fazem com que a função de transição assuma o valor 1, convertendo o modelo ESTAR em um modelo linear auto regressivo.

A figura 4 demonstra os valores assumidos pela função de transição no período analisado:

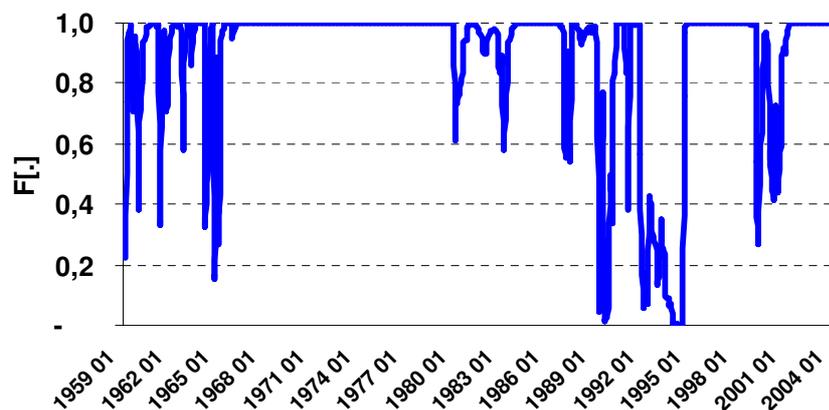


Fig. 4. Valores assumidos pela função de transição no período analisado

Notas:  $F[\cdot] = 0$  indica taxa de câmbio em equilíbrio, com comportamento explosivo.

$F[\cdot] = 1$  indica taxa de câmbio distante do equilíbrio, com tendência de reversão.

A permanência desta função em seu valor máximo durante grande parte do período é significativa, indicando que a taxa de câmbio real encontra-se normalmente distante de seu nível de equilíbrio, com tendência de reversão à média.

A série da taxa de câmbio real formada com base em preços ao consumidor utilizada no presente trabalho ( $q^{ipc}$ ) foi subdividida em duas amostras (1959:01 a 1979:12 e 1980:01 a 2004:02), a fim de serem observadas suas propriedades nos referidos períodos.

A hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada para a primeira amostra (1959:01 a 1979:12). Uma vez verificada a estacionariedade da série, o teste de linearidade foi aplicado, indicando forte rejeição da hipótese nula de linearidade da taxa de câmbio real neste período.

A aplicação dos testes de hipótese apropriados indicou a função de transição *Logistic STAR* (LSTAR) para a modelagem da série,

com a seguinte estimação <sup>8</sup>:

$$\hat{q}_t = -0,0703 + 0,8351q_{t-1} - 0,1400q_{t-1} \\ \begin{matrix} (-4,0284) & (22,1658) & (-2,2320) \\ [0,0001] & [0,0000] & [0,0265] \end{matrix} \\ \times \{1 + \exp\{-58,7030 \times \{q_{t-1} + 0,3544\}\}\}^{-1} + \hat{\varepsilon}_t \\ \begin{matrix} (1,0135) & (14,3662) \\ [0,3118] & [0,0000] \end{matrix}$$

R-squared	0.828131	Mean dependent var	-0.360584
Adjusted R-squared	0.825348	S.D. dependent var	0.129260
S.E. of regression	0.054020	Akaike info criterion	-2.979300
Sum squared resid	0.720773	Schwarz criterion	-2.909272
Log likelihood	380.3918	Durbin-Watson stat	1.857684

Notas: Estatística  $t$  entre parênteses e nível de significância entre colchetes.

A figura 5 apresenta os valores assumidos por  $F[\cdot]$  em função de  $q_{t-1}$ :

<sup>8</sup> Foram selecionados  $p = 1$  pela inspeção da função de auto correlação parcial e  $d = 1$  através do teste de linearidade.



mente o primeiro termo auto regressivo é significativo, apontando a seleção de  $p = 1$ . A partir deste parâmetro foram realizados os testes de linearidade com  $1 \leq d \leq 12$ , indicando a seleção de  $d = 1$ . Apesar da não rejeição da hipótese nula de linearidade da série nos níveis de significância normalmente utilizados<sup>9</sup>, buscou-se estimar os modelos ESTAR e LSTAR para a segunda amostra. A convergência foi obtida somente pelo modelo ESTAR, estimado conforme abaixo<sup>10</sup>:

$$\hat{q}_t = -0,0064 + 1,0348q_{t-1} - 0,0924q_{t-1} \\ \begin{matrix} (-1,3053) & (38,3459) & (-2,2331) \\ [0,1928] & [0,0000] & [0,0263] \end{matrix} \\ \times \left\{ 1 - \exp \left\{ -11,2334 \times \left\{ q_{t-1} - 0,2661 \right\}^2 \right\} \right\} + \hat{\varepsilon}_t \\ \begin{matrix} (0,5556) & (2,1327) \\ [0,5789] & [0,0338] \end{matrix}$$

---

R-squared	0.953174	Mean dependent var	0.018026
Adjusted R-squared	0.958601	S.D. dependent var	0.271381
S.E. of regression	0.055217	Akaike info criterion	-2.937986
Sum squared resid	0.868954	Schwarz criterion	-2.874712
Log likelihood	431.0080	Durbin-Watson stat	1.830608

---

Notas: Estatística  $t$  entre parênteses e nível de significância entre colchetes.

Os parâmetros estimados revelam que a série da taxa de câmbio real formada como base no IPC, analisada entre 1980 e 2004, apresenta comportamento explosivo ( $\beta = 1,0348$ ) quando a taxa

<sup>9</sup> Nível de significância do teste  $F$  da hipótese nula de linearidade = 0,1429.

<sup>10</sup> Não houve convergência do modelo ESTAR quando utilizadas as variáveis *dummy* referentes aos planos econômicos.

de câmbio real encontra-se próxima ao seu valor de equilíbrio, convertendo-se em um modelo linear auto regressivo estacionário ( $\beta + \beta^* = 0,9424$ ) na presença de grandes desvios em relação à paridade.

De acordo com os resultados obtidos para as duas amostras analisadas, pode-se observar que os valores de equilíbrio são consideravelmente distintos nos dois períodos. Na amostra compreendida entre 1959 e 1979, a taxa de câmbio real de equilíbrio situou-se em -0,3544, enquanto no período de 1980 a 2004, a taxa de equilíbrio foi 0,2661. Quando avaliada a série completa (1959-2004), obtém-se o valor de equilíbrio, válido para o longo prazo, em torno de zero. A figura 6 apresenta os gráficos da taxa de câmbio real formada com base no IPC referentes aos dois períodos analisados e à série completa. As linhas horizontais representam os respectivos valores de equilíbrio:

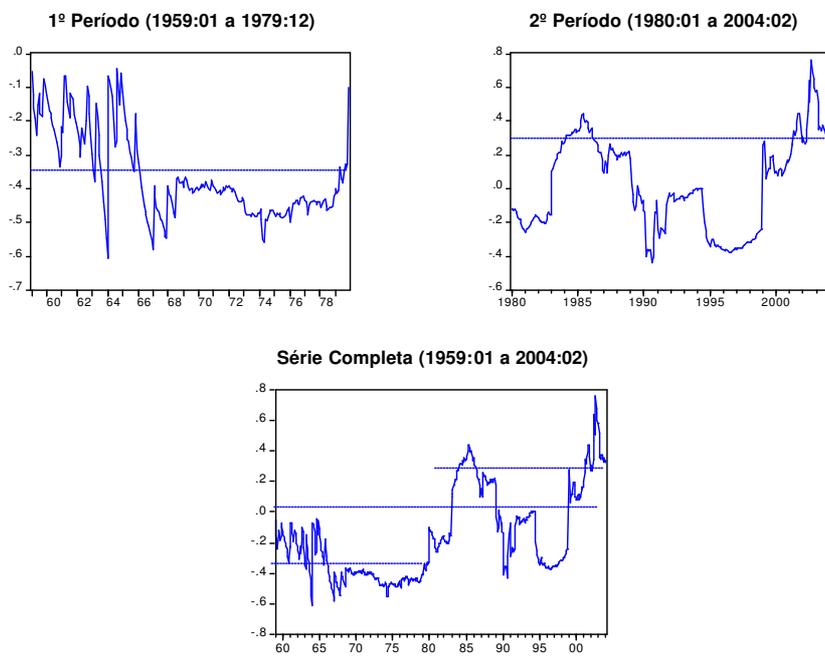


Fig. 6. Gráficos de  $q^{ipc}$  nos períodos analisados e respectivas taxas de equilíbrio

## 5 Conclusão

A PPP tem sido um dos principais temas de estudos econômicos nas últimas décadas devido à sua importância para diversos modelos macroeconômicos e à ambigüidade de suas conclusões. Diversos trabalhos não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária do processo gerador da taxa de câmbio real, invalidando a PPP como uma relação de paridade de longo prazo.

Entretanto os custos de transação incidentes sobre o comércio internacional podem provocar consideráveis não linearidades no processo de reversão ao equilíbrio da taxa de câmbio real. Sob pequenos desvios em relação à paridade, a taxa de câmbio real pode apresentar comportamento do tipo passeio aleatório ou explosivo. Entretanto, grandes desvios tornariam o processo estacionário, de modo que quanto maiores os desvios da taxa de câmbio real em relação à PPP, mais forte sua tendência de mover-se para o equilíbrio.

A modelagem da taxa de câmbio real através do modelo STAR proposto por Granger e Terasvirta (1993) apresenta características compatíveis com o comportamento não linear dos desvios da PPP. Este trabalho modelou a taxa de câmbio real do Brasil entre 1959 e 2004 através do modelo STAR, encontrando evidências de não linearidades no processo de reversão à paridade. A linearidade foi rejeitada para a taxa de câmbio real baseada no IPC, não sendo rejeitada quando o IPA foi utilizado como índice de preços de referência. A hipótese nula de raiz unitária da RER baseada no IPA foi rejeitada, indicando a estacionariedade desta variável.

A aplicação dos testes definidos por Terasvirta (1994) apontou o modelo ESTAR (modelo auto regressivo com transição suavizada exponencial) como o mais apropriado para a mode-

lagem não linear da taxa de câmbio real brasileira definida com base no IPC. A inclusão de variáveis *dummy* mostrou-se apropriada, em função dos diversos planos econômicos aplicados à economia brasileira durante o período abordado por este trabalho.

Apesar do alto grau de persistência dos desvios em relação à paridade, os parâmetros estimados foram significativos, confirmando que a taxa de câmbio real brasileira apresenta comportamento explosivo quando próxima da paridade e tendência estacionária quando distante da taxa de equilíbrio de longo prazo.

Além do estudo realizado sobre a série completa (1959 a 2004), foram realizadas análises sobre a taxa de câmbio real formada com base no IPC em dois períodos distintos (1959/1979 e 1980/2004). A série referente ao primeiro período apresentou-se fortemente não linear, sendo modelada através da função LSTAR. Os parâmetros estimados revelaram a estacionariedade da série, em linha com os resultados obtidos através do teste de raiz unitária ADF.

A série referente ao segundo período apresentou raiz unitária e a hipótese de linearidade não foi rejeitada nos níveis de significância normalmente utilizados. Entretanto, o modelo não linear ESTAR foi estimado, revelando que a taxa de câmbio real, neste período, apresenta comportamento semelhante ao da série completa, com estacionariedade na presença de grandes desvios e comportamento explosivo quando próxima ao equilíbrio.

As taxas de câmbio de equilíbrio apresentaram significativas diferenças em função do período utilizado na análise. Entre 1959 e 1979, este valor situou-se em -0,3544 e entre 1980 e 2004, em 0,2661. Para a série completa, a taxa de equilíbrio de longo prazo situou-se próxima de zero.

## Referências bibliográficas

- Cheung, Y. & Lai, K. S. (1994). Mean reversion in real exchange rate. *Economics Letters*, 46:251–56.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, 74:427–31.
- Enders, W. (1988). ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes. *Review of Economics and Statistics*, 70(3):504–08.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons, Inc.
- Enders, W. & Dibooglu, S. (2001). Long run purchasing power parity with asymmetric adjustment. *Southern Economic Journal*, 68:433–45.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251–76.
- Flood, R. P. & Taylor, M. P. (1996). *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, chapter Exchange rate economics: What's wrong with the conventional macro approach? University of Chicago Press, Chicago, J. A. Frankel, G. Galli and A. Giovannini edition.
- Froot, K. A. & Rogoff, K. (1994). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. National Bureau of Economic Research, Working paper 4952.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley, New York.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:213–28.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2:111–20.
- Granger, C. W. J. & Terasvirta, T. (1993). *Modelling Nonlinear*

- Economic Relationships*. Oxford University Press, Oxford.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice Hall. Fifth edition.
- Holland, M. & Pereira, P. L. V. (1999). Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 53(3):259–85.
- Kannebley-Jr., S. (2003). Paridade do poder de compra no Brasil – 1968 a 1994. *Estudos Econômicos*, 33(4):735–69.
- Kim, Y. (1990). Purchasing power parity in the long run: A cointegration approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22:491–503.
- Lothian, J. R. & Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, 104:488–510.
- MacDonald, R. (1993). Long-run purchasing power parity: Is it for real? *Review of Economics and Statistics*, 75(4):690–95.
- MacDonald, R. & Marsh, I. W. (1997). On fundamentals and exchange rates: A Casselian perspective. *Review of Economics and Statistics*, 79(4):655–64.
- Marçal, E. F., Pereira, P. L. V., & Santos-Filho, O. C. (2003). Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 57(1):159–90.
- Mark, N. (1990). Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 28:115–36.
- McKinnon, R. I. (1991). *Monetary Theory and Controlled Flexibility in the Foreign Exchanges*. Princeton University, Princeton.
- Meese, R. A. & Rogoff, K. (1988). Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. *Journal of Finance*, 43:933–48.
- Michael, P., Nobay, A. R., & Peel, D. A. (1997). Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 105:862–

79.

- Pastore, A. C., Blum, B. S., & Pinotti, M. C. (1998). Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, 52(3):427–67.
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34:647–68.
- Rossi, J. W. (1991). Determinação da taxa de câmbio: Testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21(2):397–412.
- Sarno, L. & Taylor, M. P. (2002). Purchasing power parity and the real exchange rate. IMF Staff paper, vol. 49, no. 1.
- Sarno, L. & Taylor, M. P. (2003). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Taylor, M. P. (1988). An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20:1369–81.
- Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33:13–47.
- Taylor, M. P. (2003). Purchasing power parity. *Review of International Economics*, 11(3):436–52.
- Taylor, M. P., Peel, D. A., & Sarno, L. (2001). Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: Toward a solution to the purchasing power parity puzzles. *International Economic Review*, 42(4):1015–42.
- Terasvirta, T. (1994). Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89:208–18.
- Wu, Y. (1996). Are real exchange rates non-stationary?: Evidence from a panel-data test. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28:54–63.
- Zini-Jr., A. A. & Cati, R. R. C. (1993). Cointegração e taxa de câmbio: Testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2):349–74.