

INVESTIGANDO A HIPÓTESE DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA: UM ENFOQUE NÃO LINEAR^(*) ^(**)

André M. Marques^{***}

RESUMO: A hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPP) é investigada analisando-se a dinâmica de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva no Brasil. Com dados mensais, o objetivo principal do estudo é testar a hipótese da PPP com um enfoque não linear. A metodologia empregada baseou-se na aplicação de testes gerais (Keenan, 1985; Tsay, 1986) e específicos para não linearidade do tipo Threshold (Chan, 1990). Seguindo-se a metodologia de Hansen (1999), o estágio seguinte consistiu em testar o número de regimes necessários para descrever a dinâmica não linear da taxa de câmbio real. Os resultados das estimações sugerem a ocorrência de apenas dois regimes distintos, com persistência e volatilidade diferentes. Conclui-se que a hipótese da PPP é apoiada pelos resultados.

PALAVRAS-CHAVE: lei do preço único; taxa de câmbio real; SETAR; não linearidade.

TESTING THE LONG-RUN PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS: A NONLINEAR APPROACH

ABSTRACT: We consider a threshold time series model in order to test the PPP hypothesis with Brazilian effective real exchange rate dataset in the long run. By following Keenan (1985), Tsay (1986) and Chan (1990), we test Brazilian dataset for several types of nonlinearities. So, after apply Hansen's test to infer about the number of regimes, we apply the more recent methodology of Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) model to point out some threshold to which a signal of turning point could be given in the states of the exchange rate dynamics. All the tests suggest that the Brazilian real exchange rate is highly nonlinear. The skeleton of the SETAR models fitted shows that PPP hypothesis is supported in the long run in spite the deviations from short run.

KEY WORDS: law of one price; real exchange rate; SETAR model; nonlinearity.

JEL CLASSIFICATION: C22; F41.

* Artigo recebido em 19/01/2011 e aprovado em 12/08/2011.

** O autor agradece aos valiosos comentários de um parecerista anônimo da Revista. Erros e omissões que persistam são responsabilidade do autor.

***Doutor em Economia e professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRN. Contato: 00094751@ufrgs.br.

1. INTRODUÇÃO

A autoridade monetária, investidores domésticos e estrangeiros, bem como os exportadores e importadores destacam, em suas decisões, a importância de se conhecer a evolução do patamar da taxa de câmbio real, bem como seu comportamento a longo prazo. No Brasil, em particular, a apreciação cambial dos últimos meses aparece como uma recorrência de fenômeno registrado no passado.

Alguns sugerem que o principal motivo da apreciação são os “fundamentos” da economia e a necessidade de crescer com poupança externa (Pastore, 2010). Outros apontam a política de juros do Banco Central, dentre outros fatores, como sendo o principal determinante da entrada de dólares na economia brasileira (Serrano, 2010). A emissão de ações por estatais brasileiras (como a Petrobras), também é fenômeno frequentemente citado como causa das alterações na taxa cambial nominal, por conseguinte, na taxa de câmbio real. Por outro lado, são muito frequentes as intervenções do Banco Central visando atenuar grandes depreciações provenientes de crises de liquidez e/ou ataques especulativos¹.

A despeito das causas apontadas, é difícil argumentar que essa apreciação não esteja de fato ocorrendo. Em geral, autores que estudam o comportamento da taxa de câmbio e as consequências para a política econômica prendem-se a um horizonte temporal com poucas observações, incluindo apenas o regime de baixa inflação no Brasil ou o regime de metas de inflação (Barbosa *et al.*, 2010). Entretanto, uma perspectiva de longo prazo pode dar indicações mais precisas acerca da dinâmica da taxa de câmbio, dos eventuais regimes ou estados que caracterizam seu comportamento e de seu padrão de recorrência no tempo².

Analicamente, a hipótese da Paridade do Poder de Compra³ (PPP) afirma que, uma vez convertida em moeda comum, os índices de preços de dois países devem ser iguais. Isto é, a taxa de câmbio nominal entre duas moedas deve ser igual à razão dos índices de preços agregados das duas economias: nesse caso a unidade da moeda doméstica terá o mesmo poder de compra da unidade da moeda estrangeira. Em termos de mercadorias, a unidade da moeda doméstica deve comprar a mesma quantidade de mercadorias compradas pela unidade de moeda estrangeira, admitindo-se que as mercadorias são similares ou idênticas nos dois países (desprezando-se os custos de transporte, tarifas etc.).

¹ Para uma síntese da importância da taxa de câmbio real e o crescimento a longo prazo ver Barbosa *et al.* (2010).

² Isto é, a dinâmica da variável depende do regime que vigora naquele momento. Isto é, os parâmetros que governam seu comportamento (como a média, a variância e autocorrelação) são diferentes para cada regime em vigor (Franses e van Dijk, 2003; Priestley, 1988).

³ Do inglês *Purchasing Power Parity*.

Em termos da PPP absoluta, isto significa que a taxa de câmbio real tende para a unidade a longo prazo. Isto é, a unidade da moeda doméstica tem o mesmo poder de compra da unidade da moeda estrangeira, uma vez feita a conversão pela taxa de câmbio. Alternativamente, em termos da PPP relativa, esta será válida quando a variação da taxa de câmbio real para certo período apenas compensa os diferenciais de inflação entre os dois países. Naturalmente, a PPP absoluta implica a PPP relativa, mas a recíproca não se segue necessariamente. Por isso, a maioria dos trabalhos empíricos procura testar a hipótese da PPP absoluta, que se refere ao *nível* da taxa de câmbio real e não à sua variação.

A validade da PPP, em geral, está associada à ideia de ocorrência da Lei do Preço Único, atuando como uma força na direção da equalização dos preços das mercadorias entre os países. Isto é, os diferenciais de preços das mercadorias comercializáveis entre dois países tendem a zero por causa das oportunidades de lucro que esses diferenciais oferecem, em que os agentes econômicos compram a preços baixos e vendem a preços mais altos em outros locais, auferindo um retorno positivo. Em um mundo com a crescente integração entre os mercados de serviços e mercadorias e a baixa resistência salarial, é difícil entender porque essa hipótese em geral encontra pouco respaldo empírico.

Em geral, há três argumentos teóricos importantes que explicam a não ocorrência da PPP. O efeito Balassa-Samuelson, em que os países ricos tendem a experimentar níveis de preços mais elevados que os países pobres por causa de sua maior produtividade nos setores de comercializáveis, sendo também mais eficientes nesses mesmos setores do que os países pobres (Balassa, 1964). Bhagwati (1984) desenvolveu uma teoria relacionada com o efeito Balassa-Samuelson, em que a discrepância entre os preços, ajustados pela taxa de câmbio, entre países ricos e pobres é devido a mais alta razão capital-trabalho nos países ricos.

O segundo argumento teórico é de que os mercados financeiros seriam incompletos. Bec e Hairault (1997) mostram que sob essa suposição um modelo estocástico intertemporal de dois países resulta em uma taxa de câmbio governada por um passeio aleatório. Essa explicação, em particular, será relevante apenas se a taxa de câmbio for uma variável com dinâmica linear.

O terceiro argumento, proposto por Krugman (1986), postula um ambiente de competição imperfeito, em que as empresas do setor de exportação não desejam repassar para os clientes os custos das variações cambiais nominais, resultando na vigência de persistentes diferenciais de preços entre os países.

Adicionalmente aos argumentos teóricos citados, a rejeição da PPP a curto prazo (e sua vigência a longo prazo) tem sido explicada com base no modelo de *overshooting* (*undershooting*) de Dornbusch (1976), em que essa possibilidade teórica é explicada pelas rigidezes de preços e salários, “*in which PPP is retained as a long-run equilibrium*

while allowing for significant short-run deviatons due to sticky prices” (Taylor e Taylor, 2004, p. 142, grifo no original).

Nesse caso, frequentemente os testes de raiz unitária são empregados para averiguar o caráter de reversibilidade à média da taxa de câmbio real. Em caso afirmativo, conclui-se que a hipótese da PPP é apoiada pelos resultados. Entretanto, alguns autores têm questionado o poder dos testes de raiz unitária e empregam dados em painel para longos horizontes temporais (Taylor, 2002).

Com relação aos testes de raiz unitária, Taylor e Taylor (2004, p. 142, grifos no original) observam: “(...) *mean reversion is only a necessary condition for long-run PPP: to ensure long-run absolute PPP, we should have to know that the mean toward which it is reverting is in fact the PPP real Exchange rate*”. Após discutir a aplicação dos testes de raiz unitária para a taxa de câmbio real os autores concluem: “*At the theoretical level, there was still a consensus belief in long-run PPP coupled with overshooting exchange rate models; now the data were raising the possibility that even long-run PPP was a chimera*” (ibid. p. 143, grifos no original).

Mais recentemente, porém, com os desenvolvimentos teóricos e a emergência de novas metodologias em análise de séries temporais, o debate tem mudado de direção, da não estacionariedade da taxa de câmbio real (testes de raiz unitária) para a possibilidade de um comportamento não linear no tempo (Obstfeld e Taylor, 1997; Taylor e Taylor, 2004; Juvenal e Taylor, 2008).

Isso porque não há razões *a priori* para se supor que a taxa real de câmbio efetiva tenha uma dinâmica unicamente linear a longo prazo (Pesaran e Potter, 1992). Elliot e Kiel (2004, p. 5) observam: “*Nonlinear systems may be characterized by periods of both linear and nonlinear interactions. During some time periods behavior may reveal linear continuity. However, during other time periods relationships between variables may change, resulting in dramatic structural or behavioral change. (...) These behaviors may occur intermittently throughout the ‘life’ of a nonlinear system*”.

Em particular, autores como Sarno (2003) e Sarno e Taylor (2002), Taylor e Taylor (2004) sugerem fortemente a modelagem não linear para a evolução da taxa de câmbio real. Seguindo a indicação desses autores, com dados mensais, o presente estudo tem por objetivo principal testar a hipótese da PPP adotando um enfoque não linear para a dinâmica da taxa de câmbio real efetiva no Brasil, no período 1980-2010.

A abordagem não linear para as séries temporais tem sido disseminada em vários campos do conhecimento, incluindo a Meteorologia, a Física e a Epidemiologia (Pesaran e Potter, 1992; Tong, 1990; Chan, 2009). Na Economia, algumas das contribuições mais importantes são os trabalhos de Priestley (1988), Tong (1990) e Granger e Teräsvirta (1993). Dentre os modelos não lineares mais utilizados, duas classes em particular têm recebido especial atenção, em face de sua grande maleabilidade e simplicidade quando comparada a outros modelos não lineares.

Os modelos de mudança de Markov popularizados por Hamilton (1989) têm sido extensivamente utilizados para modelar assimetrias do ciclo econômico. Franses e van Dijk (2003) estudam em detalhes essa abordagem. Nessa classe de modelos se assume que o estado ou regime que vigora na economia não é observado diretamente, mas é determinado por um processo estocástico não observado. A segunda classe de modelos não lineares, em contraste, assume que os regimes ou estados da natureza que vigoram na economia são determinados (caracterizados) por uma variável observada. Seguindo Obstfeld e Taylor (1997) e Sarno (2003), essa é a perspectiva adotada nesse estudo⁴.

Os modelos SETAR (Self-Exciting Threshold Autoregressive) foram introduzidos por Tong e Lim (1980), Tong (1990) e têm sido empregados para descrever dinâmicas não lineares de variáveis reais ou monetárias da macroeconomia. Cryer e Chan (2008, Cap. 15) oferecem uma detalhada abordagem teórica com aplicações para essa classe de modelos (ver também Franses e van Dijk, 2003, Cap. 3).

Potter (1995) estima um modelo SETAR para descrever a dinâmica do PIB dos EUA e apresenta evidência de efeitos assimétricos de choques sobre essa variável ao longo do ciclo econômico. De acordo com o autor, a economia norte-americana pós-1945 é sensivelmente mais estável do que o período pré-1945, detectando um “estabilizador automático” para o PIB norte-americano. O mesmo modelo é empregado por Proietti (1998) e também por Tiao e Tsay (1994) para modelar o PIB norte-americano com dados trimestrais. León-Ledesma (2006) estima um modelo SETAR para analisar o PIB dos EUA, da Alemanha e do Reino Unido.

Assumindo-se a vigência de três regimes (duas Thresholds), como fazem Obstfeld e Taylor (1997), a ideia básica é que os custos de transporte, barreiras comerciais (tarifárias ou não tarifárias) poderiam criar uma banda de não arbitragem para a taxa de câmbio real, dentro da qual o custo marginal da arbitragem excede o benefício marginal, em que o regime interno é governado por um passeio aleatório. Os testes de raiz unitária convencionais estariam captando apenas essa parte do comportamento, resultando na rejeição da estacionariedade.

Desse modo, fora das duas bandas (Thresholds superior e inferior), em que o benefício marginal é maior que o custo marginal, ocorre o ajuste suposto pela PPP, porém, dentro da banda o processo não é reversível à média. Nesse caso, o modelo que descreve a taxa de câmbio real seria uma SETAR com duas Thresholds, portanto, três regimes ou estados para a taxa de câmbio real estariam vigorando na economia. Em particular, se a banda interna for predominante por alguns períodos, os testes de raiz unitária resultam na não rejeição da hipótese nula de não estacionariedade.

⁴ Sobre o papel dos fatores não observados na análise econômica ver Eatwell e Milgate (1983, p. 1-17) e Kaldor (1982, p. 30-33).

Obstfeld e Taylor (1997) investigaram o comportamento não linear da PPP seguindo a abordagem de Tong (1990), estimando um modelo SETAR com três regimes. Os autores concluem que dentro da banda definida por duas Thresholds os desvios da PPP exibem comportamento de raiz unitária, porém, fora das bandas a arbitragem do mercado de bens passa a atuar e o processo se torna autorregressivo estacionário (reversível à média).

Seguindo essa mesma abordagem, Sarno *et al.* (2004) testam empiricamente a lei do preço único usando dados para cinco parceiros comerciais dos Estados Unidos para o período de flutuação cambial pós-1970. Os autores encontram forte evidência de um comportamento não linear reversível à média nos desvios da lei do preço único com velocidades de convergência bastante plausíveis.

No caso do Brasil, muitos autores já analisaram a evolução da taxa cambial, dentre eles destacam-se Badani e Hidalgo (2005), Lima e Tabak (2008), Albuquerque e Portugal (2006), Sousa Junior (2010), Souza *et al.* (2006) com diferentes metodologias e objetivos. Para um *survey* dos testes de raiz unitária para a taxa de câmbio real no Brasil pode-se consultar Freixo e Barbosa (2004) e especialmente Kannebley-Jr. (2003). Os resultados dos estudos citados por Freixo e Barbosa (2004) e Kannebley-Jr. (2003) não são diretamente comparáveis, pois os autores empregam diferentes períodos, diferentes índices de preço e diferentes metodologias para testar a hipótese da PPP absoluta.

Observe-se que a única aplicação de um modelo para a taxa de câmbio real com enfoque não linear conhecido no Brasil é o trabalho de Freixo e Barbosa (2004) com o objetivo de investigar a hipótese da PPP. Com uma base de dados mensal para o período 1995-2004, os autores empregam taxas de câmbio real apuradas, com base no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e Índice de Preços no Atacado (IPA). Concluem que no primeiro caso há evidência de um comportamento não linear em que a taxa de câmbio real efetiva é estacionária quando distante do equilíbrio e explosiva quando próxima da unidade. Com base em preços do atacado, a mesma variável, segundo os autores, apresenta comportamento linear e estacionário no período analisado.

Empregando uma base de dados mais ampla para aumentar o poder do teste (1980-2010), uma das contribuições deste estudo é introduzir explicitamente novos testes para não linearidade e, posteriormente, modelar explicitamente as mudanças de regime com base em uma hipótese alternativa específica (não linearidade do tipo Threshold), ausente em Obstfeld e Taylor (1997) e também em Freixo e Barbosa (2004). Em particular, *não se assume a priori* um número fixo de regimes como no primeiro dos trabalhos citados, mas sua ocorrência é testada a partir de simulações de *bootstrap* (Hansen, 1999).

Após a aplicação de três testes para não linearidade avaliou-se os números de regimes (Thresholds) necessários para descrever o comportamento não linear da

taxa de câmbio real, e, a seguir, com base em Obstfeld e Taylor (1997), Sarno *et al.* (2004), Juvenal e Taylor (2008) um modelo SETAR foi estimado para duas medidas da taxa de câmbio real efetiva: a primeira apurada com base em preços ao consumidor (q^{INPC}) e a segunda apurada com base em preços no atacado (q^{IPA}), seguindo-se a escolha feita por Freixo e Barbosa (2004).

Em síntese, a metodologia empregada baseou-se na aplicação de testes gerais (Keenan, 1985 e Tsay, 1986) e específicos para não linearidade do tipo Threshold (Chan, 1990). Seguindo-se a metodologia de Hansen (1999), o estágio seguinte consistiu em testar o número necessário de regimes necessários para modelar a dinâmica não linear da taxa de câmbio real: isto é, averiguar a existência de uma banda de não arbitragem, que é apenas *postulada* na estimação do modelo SETAR com três regimes em Obstfeld e Taylor (1997).

Consoante o número de regimes, finalmente, um modelo SETAR (Self-Exciting Threshold Autoregressive model) é estimado para modelar explicitamente não linearidades e mudanças de regime no âmbito da taxa de câmbio real efetiva. Uma importante característica desse modelo é levar em conta a heterocedasticidade entre os regimes. O comportamento de longo prazo da taxa de câmbio, isto é, a estacionariedade do modelo foi avaliada através de uma realização típica do *skeleton* para as duas medidas de taxa de câmbio real usadas no trabalho.

Ao contrário do que postulam Obstfeld e Taylor (1997), os resultados do teste de hipóteses para o número de regimes não apóiam a ocorrência de uma banda de não arbitragem (isto é, três regimes). No caso do Brasil, há evidência de apenas dois regimes no período analisado (dois distintos processos geradores com média, variância e volatilidades diferentes). Com uma dinâmica não linear, as realizações do *skeleton* mostraram que a taxa de câmbio real efetiva (com base no INPC e IPA) converge (aproximadamente) para a unidade no longo prazo, como postula a hipótese da PPP absoluta.

O artigo está organizado do seguinte modo. A seção 2 apresenta a base de dados e os testes para não linearidade. Na seção 3 é descrito o modelo teórico a ser estimado, são apresentadas as estimações e discutidos os resultados alcançados. Na seção 4 são feitos os comentários finais.

2. TESTES PARA NÃO LINEARIDADES E PARA O NÚMERO DE REGIMES

2.1 BASE DE DADOS

A base de dados empregada no estudo foi obtida junto à página eletrônica do IPEA-DATA⁵ e consiste em duas variáveis que expressam a evolução temporal da taxa de

⁵ www.ipea.gov.br.

câmbio real efetiva do Brasil, em frequência mensal, no período de janeiro de 1980 a maio de 2010, constituindo 365 observações. A extensão das observações foi limitada pela disponibilidade. Todos os cálculos, gráficos, testes de hipóteses e estimações foram realizadas no Ambiente *R* (*software* livre, disponível em: www.r-project.org).

A escolha das variáveis baseou-se em Freixo e Barbosa (2004), levando em conta a taxa de câmbio real apurada com preços no atacado (q^{IPA}) e com base em preços ao consumidor (q^{INPC}). Com relação a esse aspecto, Taylor e Taylor (2004, p. 137) observam que o emprego de uma taxa de câmbio real apurada com base em índice de preços no atacado favorece a hipótese da PPP, uma vez que esses preços contêm mais produtos industrializados transacionáveis internacionalmente, ao invés de índices de preço ao consumidor que em geral contêm menos comercializáveis e são mais intensivos em serviços.

A primeira variável consiste na taxa de câmbio – efetiva real – IPA-OG – exportações – índice (média 2005 = 100), que é uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. Nesse caso a paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice de Preços por Atacado Oferta Global (IPA-OG/FGV) do Brasil.

A segunda variável utilizada para expressar a paridade do poder de compra foi a taxa de câmbio – efetiva real – INPC – exportações – índice (média 2005 = 100), que é uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra, neste caso, é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preços por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil.

As Figuras 1 e 2 mostram a evolução das duas variáveis (q^{IPA} e q^{INPC}) ao longo do período estudado e revelam a alta volatilidade da taxa de câmbio real em dois momentos importantes da economia brasileira: durante o período de alta inflação na década de 1980 e durante os anos 2000, após a adoção do regime de câmbio flexível, desde janeiro de 1999.

A relativa estabilidade da taxa de câmbio real durante os anos 1990, do Plano Real até 1999, reflete a adoção do regime de bandas ajustáveis no período. Em particular, nota-se a forte apreciação da taxa real de câmbio à época da implantação do Plano Real, em 1994. As mesmas figuras indicam ainda que na atualidade a economia brasileira está de volta aos níveis de 1990, em termos de taxa de câmbio real efetiva.

Ao se adotar índices diferentes para expressar a paridade do poder de compra (índice de preços no atacado e índice de preços ao consumidor) seria importante sumariar o comportamento dessas variáveis ao longo dos últimos 30 anos no Brasil. A Tabela 1 abaixo apresenta as medidas descritivas básicas de ambas as variáveis.

Tabela 1 – Medidas descritivas da taxa real de câmbio efetiva (IPA e INPC): 1980:01-2010:05

Variável	N	Mínimo	Máximo	Média	Mediana	Amplitude	Coef. Variação	Assimetria	Curtose
q^{IPA}	365	78,02	214,30	130,70	131,80	136,27	0,2172882	0,120574	-0,48691
q^{INPC}	365	56,70	154,60	95,76	94,56	97,87	0,1788852	0,315299	-0,34050

Fonte: Elaboração própria.

Considerando-se as medidas da Tabela 1 as seguintes conclusões podem ser extraídas. As médias mensais das duas variáveis diferem sensivelmente, sendo que os desvios da PPP são positivos, em média, para os preços medidos no atacado, e negativos para os preços ao consumidor final.

Entretanto, quando se trata de avaliar os preços no atacado, observa-se que na maior parte do tempo as empresas brasileiras se defrontaram com o encarecimento de suas importações, como indicam a média e a mediana da variável $q(IPA)$. Com relação à variabilidade, constata-se que as empresas brasileiras depararam-se com um grau de risco (variabilidade) sensivelmente maior que os consumidores domésticos, pois, tanto o coeficiente de variação quanto a amplitude são maiores quando os preços são medidos no atacado.

As medidas de assimetria e curtose dão indicações de que a distribuição normal não é adequada para descrever a distribuição de ambas as variáveis. O excesso de curtose sendo negativo indica a ocorrência de caudas mais delgadas que a distribuição normal. E, por fim, a assimetria positiva dá indicações que a maior parte das observações, em ambos os casos, situa-se abaixo da média e da mediana da distribuição⁶. Essas características das variáveis são indícios de que o processo gerador dos dados pode ser mais bem caracterizado por um modelo não linear.

2.2 TESTES DE HIPÓTESES

A evidência de um comportamento não linear pode ser averiguada a partir de alguns testes específicos, necessários para oferecer indícios desse comportamento. Neste estudo são utilizados quatro testes para a não linearidade de uma série temporal. Embora haja uma variedade de testes já desenvolvidos na área, neste trabalho seguimos a metodologia de Keenan (1985), Tsay (1986), Chan (1990) e Hansen (1999).

⁶ De fato, o teste para a hipótese nula de normalidade Shapiro-Wilk indicou p-valor = 0,0000; em ambos os casos.

O teste de Keenan (1985) é detalhadamente descrito em Cryer e Chan (2008), assim como o teste de Tsay (1986). Ambos os testes são bastante gerais para a não linearidade (Tong, 1990). *Mutatis mutandis*, há grande similaridade desses testes com o teste de não linearidade aplicado por Freixo e Barbosa (2004), uma vez que ambos *não* indicam qual o *tipo* exato de não linearidade que está sendo testada, isto é, não há uma hipótese alternativa específica.

Um teste com alternativa específica de não linearidade do tipo Threshold é desenvolvido por Chan (1990). Nessa mesma linha, um teste adicional com alternativa específica foi desenvolvido por Hansen (1999) para detectar o número de regimes/Thresholds necessárias para descrever o comportamento não linear de uma série temporal. Portanto, neste trabalho são aplicados dois testes gerais e dois testes específicos para a não linearidade. Espera-se, desse modo, que os resultados sejam mais robustos em relação ao tamanho da amostra e em relação aos trabalhos anteriormente realizados que não empregam essa metodologia.

Nos dois primeiros casos a hipótese nula de linearidade é testada contra a hipótese alternativa (não específica) de não linearidade. Nos dois últimos casos a hipótese nula de linearidade é testada contra a hipótese alternativa específica do tipo Threshold. A seguir, cada um dos testes é descrito e os resultados são apresentados nas Tabelas 2, 3 e 4.

Keenan (1985) derivou um teste para não linearidade quadrática na hipótese alternativa. Para Keenan, a uma série estacionária não linear pode ser aproximada pela expansão de segunda ordem de Volterra:

$$Y_t = \mu + \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu} \varepsilon_{t-\mu} + \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} \sum_{\mu=-\infty}^{\infty} \theta_{\mu\nu} \varepsilon_{t-\mu} \varepsilon_{t-\nu} \quad (1),$$

em que $\{\varepsilon_t, -\infty < t < \infty\}$ é i.i.d. com média zero. O processo $\{Y_t\}$ é considerado linear se o duplo somatório do lado direito da equação (1) for zero. Cryer e Chan (2008) mostram que o teste de Keenan é equivalente a testar se $\eta = 0$ no seguinte modelo de regressão:

$$Y_t = \theta_0 + 1 + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_m Y_{t-m} + \eta \left(\sum_{j=1}^m \varphi_j Y_{t-j} \right)^2 + \varepsilon_t \quad (2)$$

Entretanto, Tsay (1986) introduziu uma generalização do teste de Keenan para hipóteses alternativas mais gerais considerando o seguinte modelo de regressão quadrática:

$$\begin{aligned} Y_t = & \theta_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_m Y_{t-m} \\ & + \delta_{1,1} Y_{t-1}^2 + \delta_{1,2} Y_{t-1} Y_{t-2} + \dots + \delta_{1,m} Y_{t-1} Y_{t-m} \\ & + \delta_{2,2} Y_{t-2}^2 + \delta_{2,3} Y_{t-2} Y_{t-3} + \dots + \delta_{2,m} Y_{t-2} Y_{t-m} + \dots \\ & + \delta_{m-1,m-1} Y_{t-m}^2 + \delta_{m-1,m} Y_{t-m+1} Y_{t-m} + \dots + \delta_{m,m} Y_{t-m}^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3),$$

em que ε_t é um ruído branco.

O teste consiste em verificar se todos os $m(m+1)/2$ coeficientes δ_{ij} são zero. Isso pode ser feito pelo tradicional teste F , em que a hipótese nula é de que todos os δ_{ij} coeficientes são zero. Para se determinar o valor específico de m o Critério de Informação de Akaike (AIC) é utilizado.

Embora o teste de Tsay possa captar alguns tipos de não linearidades no comportamento de uma série temporal, ele não detecta não linearidade do tipo Threshold. Para a alternativa específica de não linearidade do tipo Threshold pode-se empregar o teste da razão de verossimilhança, introduzido por Chan (1990) (ver também Cryer e Chan [2008]) e o teste de Hansen (1999). A hipótese nula do teste de Chan (1990) é de que o processo é apenas um processo linear autorregressivo de ordem p (AR[p]), contra a hipótese alternativa de um modelo SETAR(2) estacionário de ordem p , com erros i.i.d. O modelo geral da hipótese alternativa pode ser escrito como:

$$Y_t = \varphi_{1,0} + \varphi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \varphi_{1,p}Y_{t-p} + \{\varphi_{2,0} + \varphi_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \varphi_{2,p}Y_{t-p}\}I(Y_{t-d} > r) + \sigma e_t \quad (4)$$

Em que $I(\cdot)$ é uma variável indicadora, assumindo o valor 1 (um) se a expressão entre parênteses for verdadeira e zero em caso contrário. Fixando-se o valor máximo para p e d a estatística do teste é dada por:

$$T_n = (n-p) \log \left\{ \frac{\hat{\sigma}^2(H_0)}{\hat{\sigma}^2(H_1)} \right\} \quad (5),$$

em que $n-p$ é o tamanho efetivo da amostra, $\hat{\sigma}^2(H_0)$ é o estimador de máxima verossimilhança da variância dos resíduos do modelo linear AR(p) ajustado; e, $\hat{\sigma}^2(H_1)$ é o estimador da variância dos erros a partir do modelo SETAR estimado, a partir de uma Threshold buscada dentro de um intervalo finito. O estimador (5) não possui uma distribuição assintótica padrão. Chan (1991) introduziu um método de aproximação para computar as probabilidades exatas do teste com alta precisão. Seguindo-se Cryer e Chan (2008), nesse estudo adotou-se o intervalo entre o 10º e 90º percentil da distribuição para se estimar o parâmetro de Threshold. Uma das limitações do teste de Chan (1990) é operar com a suposição de ocorrerem no máximo dois regimes: SETAR (2), como alternativa.

Hansen (1999) introduziu um teste para verificar o número de regimes/Thresholds que podem descrever um processo autorregressivo. Baseado em replicações de *bootstrap*, o método de Hansen é bastante intensivo computacionalmente. A hipótese nula do teste é de que a variável é descrita por um modelo AR(p), enquanto a hipótese alternativa é de que o processo gerador dos dados é um modelo SETAR com m regimes ($m = 1, 2, 3$). A estatística de teste é dada por:

$$F_{jk} = n \left(\frac{S_j - S_k}{S_k} \right) \quad (6)$$

Em que S_m é a soma dos quadrados dos resíduos provenientes dos modelos estimados. O teste, assim, como o teste de Chan (1990), exige que seja fixada uma percentagem mínima de observações em cada regime. Assim como em Hansen (1999), o número mínimo foi fixado em 10%. Nesse contexto, é importante notar que Obstfeld e Taylor (1997) não testam a vigência dos três regimes para os quais, dada a especificação, seu modelo é então estimado.

Os resultados dos quatro testes de hipóteses para não linearidade são apresentados abaixo. Em geral, todos eles confirmam a suposição inicial, de que a evolução da taxa de câmbio real efetiva no Brasil não segue uma dinâmica linear. Ao contrário, esse processo pode ser mais bem descrito por um modelo não linear do tipo Threshold.

Tabela 2 – Resultados para não linearidades quadráticas

Teste de Keenan	Variável	\hat{F}	p-valor	Defasagem*	
	q^{IPA}		11,23755	0,0009	2
q^{INPC}		12,48877	0,0005	2	
Teste de Tsay	-----	\hat{T}_n	p-valor	Defasagem*	
	q^{IPA}		5,27	0,0014	2
	q^{INPC}		2,36	0,0713	2

Nota: *selecionada a partir do critério AIC.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que um modelo AR(p) linear não descreve adequadamente o processo gerador da taxa de câmbio real efetiva no Brasil, ao longo dos últimos 30 anos de observações. É necessário, entretanto, efetuar um teste de hipóteses com a alternativa específica do tipo Threshold. A Tabela 3 abaixo apresenta esses resultados fixando-se um intervalo entre o 10^o e 90^o percentil da distribuição para detectar o valor da Threshold e fixando-se o valor máximo para $p = d = 8$.

Tabela 3 – Resultados para não linearidade do tipo Threshold

\hat{d}	Variável	1	2	3	4	5	6	7	8
Estatística calculada	q^{IPA}	58,454	49,5487	33,2632	38,4285	26,5865	31,8096	27,4780	26,5188
		p-valor	0,0000	0,0000	0,0056	0,0008	0,0506	0,0092	0,0385
Estatística calculada	q^{INPC}	36,5538	33,0453	33,7832	32,8899	55,0548	62,0421	53,6307	49,6023
		p-valor	0,0017	0,0060	0,0046	0,0063	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Em todos os casos a hipótese de um modelo linear $AR(p)$ é sensivelmente rejeitada. A Tabela 4, a seguir, sumaria os resultados do teste de Hansen (1999) para a hipótese nula de um modelo linear $AR(p)$ contra a hipótese alternativa de um modelo SETAR com m regimes. A última coluna da Tabela 4 apresenta os resultados do teste para a hipótese nula de dois regimes (uma única Threshold) contra a hipótese alternativa de ocorrência de três regimes (duas Thresholds).

Tabela 4 – Resultados do teste de Hansen (1999) para o número de regimes (Thresholds)

Variável	$H_0: AR(p)$ $H_1: SETAR(2)$	$H_0: AR(p)$ $H_1: SETAR(3)$	$H_0: SETAR(2)$ $H_1: SETAR(3)$
q^{IPA}	59,81905 (0,0000)	89,20229 (0,0020)	25,13579 (0,4870)
q^{INPC}	47,84989 (0,0050)	88,93395 (0,0010)	36,19202 (0,1080)

Nota: o número máximo de defasagens permitido nas estimações, seguindo Hansen (1999), foi fixado em 11.

Probabilidade exata do teste entre parênteses. Foram permitidas 1.000 replicações de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração própria.

Todos os testes acima indicam que o processo gerador dos dados para a taxa de câmbio real efetiva, para as duas medidas de taxa de câmbio real empregadas, é fortemente não linear. Em todos os casos os indícios de não linearidade apontados na Tabela 1 são confirmados pelos testes de hipóteses.

Os resultados apresentados na Tabela 4 não permitem concluir que há uma banda de não arbitragem para o caso da taxa real de câmbio efetiva do Brasil, posto que o número máximo de regimes possível que o teste detecta é 2. Ao final, rejeita-se a hipótese de um modelo $AR(p)$ em favor de um modelo com no máximo 2 regimes (apenas uma Threshold).

A segunda coluna da Tabela 4 indica a especificação mais adequada para descrever o comportamento não linear da taxa de câmbio real no Brasil. Com base nesse resultado, a seção seguinte descreve analiticamente o modelo SETAR para dois regimes (uma Threshold), usado para descrever a dinâmica de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva no período 1980-2010.

3. DESCRIÇÃO DO MODELO E RESULTADOS

3.1 MODELO SETAR(m)

A estimação de um modelo SETAR com m regimes é realizada condicionada aos valores máximos de p e d permitidos inicialmente, onde p é a ordem de defasagem do processo e d é um parâmetro de defasagem. Se o parâmetro de Threshold r e o parâmetro de defasagem d são conhecidos, a base de dados é dividida pelo número de regimes, conforme $Y_{t-d} \leq r$ ou $Y_{t-d} > r$.

Nesse trabalho, por ocasião das estimações do modelo SETAR foi utilizado o critério do Mínimo AIC, em que são estimados os parâmetros por mínimos quadrados ordinários condicionados em cada submodelo. Porém, antes de tudo, é necessário obter a ordem adequada de defasagem para cada submodelo, fixando-se um valor máximo para p e d .

O modelo que captura a vigência de apenas dois regimes pode ser descrito da seguinte forma. O caso de m regimes pode ser facilmente deduzido (Cryer e Chan, 2008; Tong 1990). Um processo estacionário Y_t é descrito por um modelo SETAR, denotado por $SETAR(2, p_1, p_2)$ com um parâmetro de defasagem d se for descrito pela equação:

$$Y_t = \begin{cases} \varphi_{1,0} + \varphi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \varphi_{1,p_1}Y_{t-p_1} + \sigma_1 e_t & \text{se } Y_{t-d} \leq r \\ \varphi_{2,0} + \varphi_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \varphi_{2,p_2}Y_{t-p_2} + \sigma_2 e_t & \text{se } Y_{t-d} > r \end{cases} \quad (7)$$

Em que r é o parâmetro de Threshold, $d > 0$ é o parâmetro de defasagem e e_t é um ruído branco. Para uma dada Threshold r e tendo em conta a posição da variável aleatória Y_{t-d} , o processo Y_t segue um particular submodelo AR(p).

As ordens de defasagem p_1 e p_2 não necessariamente serão idênticas, e o parâmetro d pode ser maior do que as ordens de defasagem. Outra característica importante desse modelo é que a variância dos erros (σ_1 e σ_2) não necessariamente será igual para os dois regimes. No presente caso, o modelo poderá captar alguma heterocedasticidade presente na taxa de câmbio real. Essa é uma característica importante do modelo, pois heterocedasticidade é algo bem documentado na literatura que examina a dinâmica da taxa de câmbio.

Adicionalmente, Cryer e Chan (2008) sugerem uma medida não viesada da variância dos erros dentro de cada regime, obtida pela soma dos quadrados dos resíduos normalizada pelo tamanho efetivo da amostra:

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \hat{\sigma}_i^2 \frac{n_i}{n_i - p_i - 1} \quad (8)$$

Tem-se, assim, a variância não viesada dos resíduos $\tilde{\sigma}_i^2$ do regime que governa o processo estacionário Y_t , onde p_i é a ordem de defasagem do i -ésimo submodelo estimado.

3.2 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Aplicando o critério do Mínimo AIC, fixando-se o valor máximo de $p = 6$ e $d = 6$ e limitando-se o tamanho mínimo de observações em 10% em cada regime foram obtidos

os seguintes resultados. O objetivo do procedimento abaixo é experimentar diferentes ordens de defasagem, estimando-se várias Thresholds e parâmetros d , para se obter o melhor modelo. Diferentemente de Obstfeld e Taylor (1997), que fixaram exogenamente o valor de d em um, neste trabalho o valor do parâmetro d foi buscado em um intervalo entre 1 e 6, obedecendo-se à indicação de Juvenal e Taylor (2008)⁷.

Tabela 5 – Seleção do melhor modelo – Mínimo AIC para a taxa de câmbio real: $1 \leq d \leq 6$

\hat{d}	AIC(q^{IPA})	AIC(q^{INPC})	$\hat{r}_{q(ipa)}$	$\hat{r}_{q(inpc)}$	$\hat{p}_1^{q(ipa)}$	$\hat{p}_2^{q(ipa)}$	$\hat{p}_1^{q(inpc)}$	$\hat{p}_2^{q(inpc)}$
1	2132	1946	116,60	116,10	2	2	2	2
2	2137	1959	141,10	116,10	2	1	2	2
3	2137	1962	118,50	116,10	2	2	3	2
4	2146	1967	116,60	115,30	2	2	3	1
5	2153	1963	116,30	76,13	2	2	6	2
6	2158	1957	115,17	74,75	2	2	6	2

Fonte: Elaboração própria.

Embora a ordem máxima de defasagem tenha sido fixada em 6, pelo critério do Mínimo AIC a ordem de defasagem adequada é 2 tanto para o baixo quanto para o alto regime, para as duas taxas de câmbio efetivas consideradas. Esses resultados sugerem que o melhor modelo que descreve o comportamento não linear da taxa de câmbio real é um SETAR (2;2;2) com $d = 1$, para ambas as variáveis analisadas.

Outro aspecto interessante é que o valor da Threshold para as duas variáveis estudadas é aproximadamente o mesmo: 116,60 para o caso da variável q^{IPA} e 116,10 para o caso da taxa de câmbio real apurada com base em preços ao consumidor (q^{INPC}). Isto é, em ambos os casos a mudança de regime é determinada (aproximadamente) pelo mesmo valor da taxa de câmbio real, que caracteriza a vigência de dois regimes distintos de competitividade, já que a taxa de câmbio real efetiva é um índice da competitividade das exportações brasileiras.

A Tabela 6 a seguir apresenta os parâmetros estimados para os dois modelos SETAR (2;2;2), o grau de persistência de cada regime de competitividade e também a volatilidade de cada um. São apresentados, ao final da tabela, os resultados do teste de Box e Pierce para a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos na defasagem (\cdot)

Em geral, para cada regime, os valores da probabilidade exata do teste são similares: muito próximos de zero. Nota-se que o coeficiente de defasagem 2 do alto regime, da variável q (INPC), não é significativo estatisticamente. Nesse caso, poder-se-ia reduzir

⁷ Referindo-se ao trabalho de Obstfeld e Taylor (1997), a conclusão dos autores é de que “the delay parameter should be estimated and not restricted to be equal to unity as has been done in previous studies” (Juvenal e Taylor, 2008, p. 24).

a ordem de defasagem do modelo e reestimá-lo novamente, seguindo-se Cryer e Chan (2008). Procedimento que não foi adotado neste trabalho. O teste de Box e Pierce, nos dois casos e em todas as defasagens testadas indicou o bom ajuste dos dois modelos.

Tabela 6 – SETAR (2;2;2) para a taxa de câmbio real efetiva: 1980:01-2010:05 - resultados

	Estimativa		Erro padrão		Estatística <i>t</i>		<i>p</i> -valor	
	q^{IPA}	q^{INPC}	q^{IPA}	q^{INPC}	q^{IPA}	q^{INPC}	q^{IPA}	q^{INPC}
<i>d</i>	1	1	-----	-----	-----	-----	-----	-----
<i>r</i>	116,60	116,10	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Baixa competitividade								
$\hat{\Phi}_{1,0}$	2,6015	2,2661*	2,4100	1,2207	1,0795	1,8565	0,2824	0,0643
$\hat{\Phi}_{1,1}$	1,1787***	1,4051***	0,0942	0,0549	12,5083	25,5828	0,0000	0,0000
$\hat{\Phi}_{1,2}$	-0,2047**	-0,4276***	0,0926	0,0541	-2,2109	-7,9074	0,0288	0,0000
$\hat{\Sigma}_1^2$	10,88	11,17						
$\hat{\Pi}_1 = \frac{n_1}{n}$	0,3589	0,8849						
Alta competitividade								
$\hat{\Phi}_{2,0}$	11,6597***	11,2354	3,2941	14,1891	3,5396	0,7918	0,0000	0,4341
$\hat{\Phi}_{2,1}$	1,2268***	1,1276***	0,0636	0,1753	19,2824	6,4317	0,0000	0,0000
$\hat{\Phi}_{2,2}$	-0,3089***	-0,2306	0,0615	0,1499	-5,0268	-1,5388	0,0000	0,1334
$\hat{\Sigma}_2^2$	31,51	40,77						
$\hat{\Pi}_2 = \frac{n_2}{n}$	0,6247	0,0986						
	q^{IPA}		q^{INPC}					
BP(2)	0,524		0,682					
BP(4)	0,8606		0,908					
BP(10)	0,4625		0,5568					
BP(16)	0,5493		0,4015					
BP(20)	0,4389		0,2342					
AIC	2132		1946					

Nota: (*), (**), (***) denotam 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente. BP(x)denota o número de defasagens do teste de Box e Pierce para a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos e seus *p*-valores a partir do modelo estimado.

Fonte: Elaboração própria.

Ao observarmos a medida de heterocedasticidade em cada regime, vemos que no regime de câmbio apreciado (baixo regime), em ambos os casos, a volatilidade é similar, e sensivelmente menor que nos casos de câmbio real depreciado (alto regime). Ainda sobre esse aspecto, vê-se que o indício de maior variabilidade (risco) para as empresas, sugerido pela Tabela 1 anteriormente, não é confirmado na estimação do modelo SETAR. A evidência de que a volatilidade da variável depende do regime vigente confirma outros resultados da literatura. Ver, por exemplo, LeBaron (1992).

Quando os regimes são identificados vê-se que a maior volatilidade ocorre na taxa de câmbio real medida pela variável q^{INPC} e não na taxa de câmbio real apurada com base em preços no atacado, q^{IPA} . A medida da persistência de cada regime é dada pela probabilidade incondicional de ocorrência de cada regime, $\Pi_i = \frac{n_i}{n}$, em que n é o tamanho da amostra (365) e n_i é o tamanho efetivo da amostra em cada regime.

Nesse caso, constata-se que o regime com maior probabilidade de ocorrência, para a taxa real de câmbio apurada com base em preços do consumidor, é o de baixa competitividade: 0,8849. Tem resultado diferente quando se toma em consideração a taxa de câmbio real efetiva apurada com base nos preços do atacado: embora com uma probabilidade incondicional sensivelmente menor, é o regime de alta competitividade que tem a maior probabilidade de ocorrência (0,6247).

Como já se observou, as duas Thresholds estimadas têm aproximadamente o mesmo valor, e, além disso, o parâmetro de defasagem d nos dois modelos é 1. Isso dá a indicação que tanto empresas quanto consumidores reagem à mesma velocidade e ao mesmo nível da taxa de câmbio real: nas duas medidas, o padrão de comportamento dos agentes econômicos é demasiadamente similar. Em relação a outros trabalhos, Juvenal e Taylor (2008), por exemplo, estimam o mesmo valor para 48 dos 143 casos em seu estudo. Entretanto os autores assumem o valor modal ($d = 3$) como o mais adequado em suas estimações.

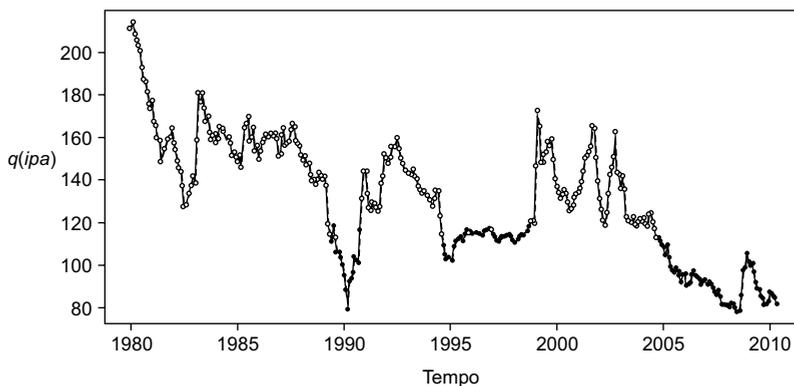
Uma forma de explorar graficamente esses resultados é separando os regimes vigentes na economia ao longo do período estudado. Isto é feito nas Figuras 1 e 2 adiante, em que pode-se distinguir as observações que pertencem ao regime de baixa competitividade, cujo valor é menor ou igual (com uma defasagem) ao valor da Threshold, e, também os valores da taxa de câmbio que estão acima da Threshold, que constituem o regime de alta competitividade. Assim, os pontos formados por círculos sólidos são todas as observações que pertencem ao regime de baixa competitividade, e, em contraste, os círculos vazios são as observações que pertencem ao regime de alta competitividade.

As Figuras 1 e 2 dão indicações bastante claras dos períodos em que vigoraram os regimes detectados pelo modelo SETAR: o padrão de câmbio real apreciado vivenciado na atualidade, desde 2005, também vigorou imediatamente após o Plano Real. E, antes disso, ocorreu por ocasião da implantação do Plano Collor, ao final dos anos 1990. Essas observações são válidas para as duas medidas de competitividade analisadas neste trabalho. Portanto, há evidência, nas duas medidas de taxa de câmbio real empregadas, da vigência de um regime persistente de apreciação cambial na economia brasileira.

Embora o regime de alta competitividade ocorra em alguns períodos isolados, como mostram as Figuras 1 e 2, certamente não é neste regime que a economia brasileira se situa atualmente. Porém, é apenas pela estimação de um modelo capaz de detectar mudanças de regime que se pode inferir com mais segurança sobre esse aspecto.

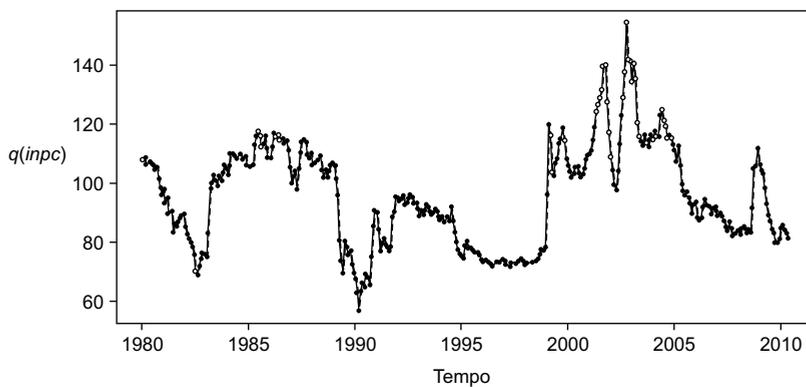
Outra característica que fica evidente nas Figuras 1 e 2 é a assimetria na ocorrência das observações: isto é, quando a taxa de câmbio real sofre uma depreciação, ela é de uma magnitude muito mais elevada do que quando sofre uma apreciação (a apreciação é lenta e a depreciação é abrupta): essa assimetria pode caracterizar irreversibilidade no tempo⁸, indicando que, caso invertêssemos a sequência temporal, a distribuição da variável não seria a mesma. Essa característica, em particular, impede que a média e a variância determinem (caracterizem) totalmente a distribuição dessa variável, como seria o caso de uma variável com dinâmica linear.

Figura 1 – Evolução da taxa real de câmbio efetiva – q^{IPA} – separação dos regimes



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – Evolução da taxa real de câmbio efetiva – q^{INPC} – separação dos regimes



Fonte: Elaboração própria.

⁸ Ver Tong (1990, cap. 4) e Cryer e Chan (2008, cap. 15).

Esse comportamento assimétrico das depreciações e apreciações cambiais ao longo do tempo seriam captadas como realizações atípicas ou aberrantes (“*outliers*”) em um modelo linear, entretanto, se o processo gerador dos dados for não linear todas essas realizações da variável aleatória fazem parte do processo, e não dependem de “choques exógenos” para sua ocorrência: a interação entre a multiplicidade dos agentes econômicos naturalmente produz realizações assimétricas com dinâmica não linear (Franses e van Dijk, 2003; para uma discussão detalhada ver também Liu *et al.*, 1992; Elliot e Kiel, 2004).

Além do tradicional teste sobre os resíduos, o modelo SETAR pode ser avaliado por simulação, visando detectar sua dinâmica de longo prazo⁹. Em síntese, a variável pode convergir para um valor de equilíbrio estável, pode divergir ou apresentar trajetória cíclica. Quando a ordem de defasagem é igual à unidade em cada regime pode-se fazer isso analiticamente. No presente caso, isso pode ser feito apenas por simulação. Observa-se que para as duas variáveis empregadas no estudo o valor do coeficiente na primeira defasagem, tanto no baixo quanto no alto regime, é maior do que a unidade. Se o modelo fosse linear resultaria em uma trajetória necessariamente explosiva.

Contudo, este não é o caso quando o processo autorregressivo tem uma dinâmica não linear. A trajetória de longo prazo de um modelo não linear pode ser avaliada pelo *skeleton* do modelo estimado, suprimindo-se o termo de erro, a constante e fixando-se a Threshold em zero em cada equação. Mostra-se que, *para qualquer valor inicial*, se o *skeleton* converge para um valor de equilíbrio, indicando estacionariedade, o modelo estocástico também será assintoticamente estável (Cryer e Chan, 2008; Tong, 1990). No presente caso, os dois *skeletons* que descrevem a trajetória de longo prazo das duas variáveis analisadas são:

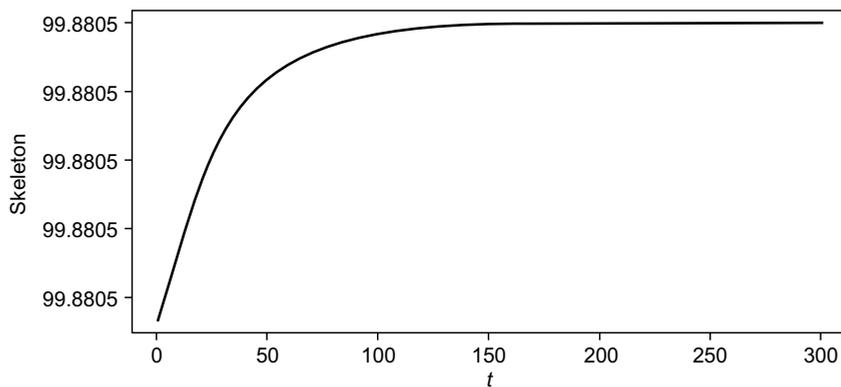
$$q_t^{IPA} = \begin{cases} 1,1787q_{t-1}^{IPA} - 0,2047q_{t-2}^{IPA} & se & q_{t-1}^{IPA} \leq 0 \\ 1,2268q_{t-1}^{IPA} - 0,3089q_{t-2}^{IPA} & se & q_{t-1}^{IPA} > 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$q_t^{INPC} = \begin{cases} 1,4051q_{t-1}^{INPC} - 0,4276q_{t-2}^{INPC} & se & q_{t-1}^{INPC} \leq 0 \\ 1,1276q_{t-1}^{INPC} - 0,2306q_{t-2}^{INPC} & se & q_{t-1}^{INPC} > 0 \end{cases} \quad (10)$$

⁹A noção de longo prazo empregada neste trabalho refere-se a uma construção analítica, a um centro de referência apenas: isto é, refere-se a uma construção analítica em que todos os ajustes e antecipações já foram concretizados pelos agentes econômicos e não a um estado da natureza observado na prática. O que se observa concretamente é a sucessão de regimes de alta e baixa competitividade da taxa de câmbio com sua probabilidade associada. A noção de longo prazo, neste contexto, é inteiramente lógica, não podendo ser observado diretamente. Mesmo sendo uma construção analítica, validada pelos resultados deste estudo, continua sendo uma suposição importante para muitos modelos teóricos da macroeconomia. Ver Eatwell e Milgate (1983).

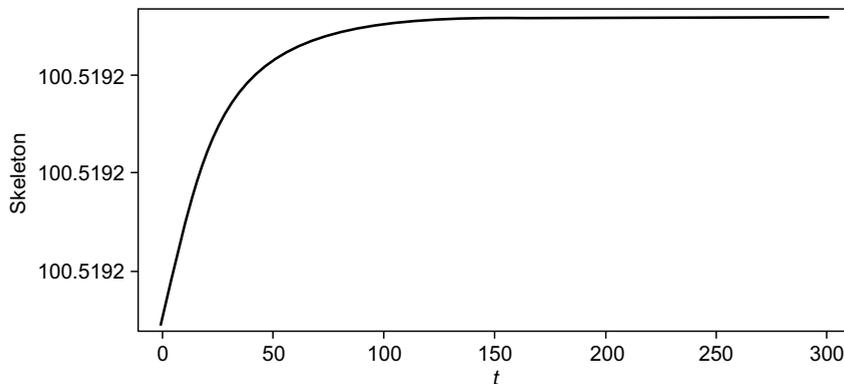
As Figuras 3 e 4 adiante mostram a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real a partir das equações (9) e (10), para cada um dos modelos SETAR estimados. Observa-se que quando a medida de taxa de câmbio real é obtida a preços no atacado, o valor de equilíbrio a longo prazo é 99,88, isto é, aproximadamente 100. Entretanto, quando a medida de câmbio real é obtida a preços do consumidor seu valor a longo prazo é 100,52, que também é muito próximo ao que postula a hipótese da PPP. Em ambos os casos a taxa de câmbio real converge (aproximadamente) para a unidade no longo prazo.

Figura 3 – Trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva – $q^{(IPA)}$



Fonte: Elaboração própria.

Figura 4 – Trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva – $q^{(INPC)}$



Fonte: Elaboração própria.

A despeito de existir alguma controvérsia sobre a política de taxa de câmbio no Brasil e os fatores que determinam seu comportamento, os resultados alcançados indicam que um regime de câmbio apreciado persiste na economia brasileira desde 2005, nas duas medidas de taxa de câmbio real empregadas no estudo.

É importante observar, porém, que há boas razões para se supor que a vigência do atual regime de “juros altos e câmbio baixo” persista na economia brasileira. Autores como Serrano (2010), por exemplo, destacam o papel relevante desse regime para que as metas de inflação sejam atingidas anualmente. Ademais, em estudo empírico recente, baseados em regressão múltipla e na identificação dos fundamentos da economia que influenciam a evolução da taxa de câmbio real no Brasil, Araújo e Leite (2009) estudam os determinantes da sobreapreciação cambial no período 1994-2008 e estimam sua influência sobre a taxa de câmbio real. Uma das conclusões é de que os fluxos de capitais via conta capital e financeira, mediante a alta taxa de juros Selic, promovem deliberadamente uma apreciação da taxa de câmbio, contribuindo para a redução dos preços dos insumos e bens finais importados. Segundo a estimativa dos autores, o consumo do governo como proporção do PIB tem influência praticamente nula diante da grande influência do diferencial de juros para explicar a sobreapreciação da taxa de câmbio real no período.

Tendo por base esses estudos e os resultados encontrados, os dilemas que daí emergem, em termos de política econômica, deverão se impor quando a economia brasileira voltar a crescer na forma de seus patamares históricos. Ou, alternativamente, quando um regime de alta competitividade para as exportações passar a ser a exigência para evitar crises de balanço de pagamentos ou uma futura crise cambial.

Além da “commoditização” da pauta de exportações do Brasil referida por alguns autores, sabe-se, por exemplo, que as importações respondem com certa rapidez a uma taxa de crescimento mais robusta. Com a vigência do atual regime, deverá ocorrer um aporte substancial de importações resultando em déficit em conta corrente no futuro. E, assim, o balanço de pagamentos passaria a ser o limitante do crescimento econômico¹⁰.

Do que foi exposto, portanto, pode-se concluir que a partir da vigência de qualquer um dos dois regimes, os desvios da PPP em relação à unidade são fenômenos de curto prazo que expressam a baixa e a alta competitividade das exportações da economia brasileira. No longo prazo, entretanto, a taxa de câmbio real efetiva tende para a unidade. É importante notar, porém, que a ligação entre o curto e o longo prazo não é casual ou inexistente, como alguns autores postulam teoricamente em suas análises. Não há motivos *a priori* para se supor que a vigência de um regime de baixa competitividade não tenha efeitos acumulativos sobre o balanço de pagamentos e o

¹⁰ Na realidade, com a atual taxa de câmbio real, o Fundo Monetário Internacional prevê um déficit em conta corrente na ordem de 3,5% do PIB para o Brasil em 2015. Ver Cline e Williamson (2010, p. 11, tab. 1).

crescimento futuro do País. Ao contrário, a experiência internacional tem mostrado que o acúmulo de déficits no balanço de pagamentos frequentemente resulta em crise cambial ou endividamento insustentável¹¹.

Nada garante, entretanto, que o regime de alta competitividade que poderá voltar a vigorar na economia brasileira seja compatível com as atuais metas de inflação estabelecidas pelo governo. A migração para um regime de alta competitividade poderá aprofundar alguns dilemas do regime de metas de inflação, pois os preços monitorados estão vinculados à taxa de câmbio nominal, sendo esses uma das fontes principais das variações no índice de preços ao consumidor (IPCA). Se se pretende realizar uma mudança de regime na direção de maior competitividade para as exportações, pode ser a hora de se começar a pensar na desindexação cambial dos preços administrados.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo do estudo foi investigar a hipótese da PPP analisando-se a dinâmica de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva do Brasil em uma perspectiva não linear no período 1980-2010. A metodologia empregada baseou-se na aplicação de testes gerais e específicos para não linearidade. Os resultados dos quatro testes indicaram que taxa de câmbio real segue uma dinâmica não linear. Os testes para o número de regimes indicaram a vigência de apenas dois regimes. Um modelo SETAR (2;2;2) foi estimado para as duas medidas de taxa de câmbio real empregadas no estudo. Não há evidência de uma banda de não arbitragem na economia brasileira, como alguns autores postulam teoricamente.

A análise dos resultados indicou grande persistência para o regime de baixa competitividade. Além disso, em conformidade com outros estudos, há evidência de que a volatilidade da taxa de câmbio real depende do regime vigente: em um regime de alta taxa de câmbio tanto consumidores quanto empresas se defrontam com uma maior volatilidade da taxa de câmbio real, logo, com um maior grau de risco em suas decisões. O inverso ocorre no regime de câmbio apreciado, vigente desde 2005.

Os resultados permitem concluir não apenas que a taxa de câmbio real efetiva converge para um valor de equilíbrio no longo prazo, isto é, que é reversível à média após um choque. Tão importante quanto a propriedade de convergência, como apontam Taylor e Taylor (2004), é o *valor* para o qual a taxa de câmbio real converge. No presente estudo constata-se que ela converge para valores próximos da unidade, como postula a hipótese da PPP.

¹¹ O contrário também parece ser confirmado pela experiência de países como a China, Japão e Coreia do Sul e Taiwan, em que a alta competitividade das exportações tem um efeito muito importante sobre o crescimento a longo prazo. Ver Myrdal (1968), Dixon e Thirlwall (1975) e especialmente Setterfield (2002).

A identificação dos regimes de taxa de câmbio real indicou que a economia brasileira está de volta ao mesmo regime de baixa competitividade que vigorou após a implantação do Plano Real. Segundo alguns autores, a importância da vigência desse regime parece estar associada ao cumprimento das metas de inflação. Um trabalho futuro poderá investigar a possibilidade de se compatibilizar o regime de alta competitividade com as metas de inflação estabelecidas pelo governo.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, C.R.; PORTUGAL, M.S. "Testing nonlinearities between Brazilian exchange rate and inflation volatilities", *Working Paper Series 106*, Banco Central do Brasil, 2006.
- ARAÚJO, E.C.; LEITE, M.V.C. "Sobreapreciação cambial no Brasil", *Texto para Discussão 140*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília (DF), 2009.
- BADANI, P.C.; HIDALGO, A.B. "A taxa de câmbio real de equilíbrio no Brasil", *Economia Aplicada*, **9**(4): 543-555, 2005.
- BALASSA, B. "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, **72**, p. 584-596, 1964.
- BARBOSA, N.; SILVA, J.; GOTO, F.; SILVA, B. "Real exchange rate, capital accumulation and growth in Brazil", *Paper presented at the Fourth Annual Conference on Development and Change*, Johannesburg, South Africa, April 9/11/2010.
- BHAGWATI, J. "Why Are Services Cheaper in Poor Countries", *Economic Journal*, **94**, p. 279-286, 1984.
- BOLLERSLEV, T. "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, **31**(3): 307-327, 1986.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. "Déficits, câmbio e crescimento", *O Estado de São Paulo*, 07.03.2010, p. B9, 2010.
- BEC, F.; HAIRAULT, J.O. "Les Implications de la Structure des Marchés Financiers pour la Dynamique des Modèles d'Équilibre Général à Deux Pays", *Revue d'Economie Politique*, **4**, p. 479-494, 1997.
- CHAN, K.S. "Testing for threshold autoregression", *The Annals of Statistics*, **18**(4): 1.886-1.894, 1990.
- CHAN, K.S. "Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression", *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, **53**(3): 691-696, 1991.
- CHAN, K.S.; TONG, H. *Chaos: a statistical perspective*, New York: Springer-Verlag, 2001.
- CLINE, W.R.; WILLIMANSON, J. "Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates", *Policy Brief*, Peterson Institute for International Economics, Number PB10-15, 2010.
- CRYER, J.D.; CHAN, K.S. *Time Series Analysis*. New York: Springer, 2008.
- DORNBUSCH, R. "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, **84**(6): 1.161-1.176, 1976.

- DIXON, R.; THIRLWALL, A.P. “A model of a regional growth-rate differences on kaldorian lines”, *Oxford Economic Papers*, 27(2): 201-214, 1975.
- EATWELL, J.; MILGATE, M. (eds.). *Keynes's economics and the theory of value and distribution*. London: Duckworth, 1983.
- EICHENGREEN, B. *Globalizing Capital*, Princeton: Princeton University Press, 2008.
- ELLIOT, E.; KIEL, L.D. “Introduction”, In: ELLIOT, E.; KIEL, L.D. (eds.) *Chaos Theory in the Social Sciences. Foundations and Applications*, Michigan: Michigan University Press, p. 1-15, 2004.
- FRANSES, P.H.; van DIJK, D. *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- FREIXO, C.S.; BARBOSA, F.H. “Paridade do poder de compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil”, *Economia*, Brasília (DF), v. 5(3): 75-116, 2004.
- GRANGER, C.W.J.; TERÄSVIRTA, T. *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- HAMILTON, J. “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle”, *Econometrica*, 57(2): 357-384, 1989.
- HANSEN, B.E. (1999) “Testing for linearity”, *Journal of Economic Surveys*, 13(5): 551-576, 1999.
- JUVENAL, L.; TAYLOR, M.P. “Threshold Adjustment of Deviations from the Law of One Price”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3): 1-44, 2008.
- KALDOR, N. *The Scourge of Monetarism*. London: Oxford University Press, 1982.
- KANNEBLEY-Jr., S. (2003) “Paridade do poder de compra no Brasil 1968 a 1994”, *Estudos Econômicos*, v. 33(4): 735-69.
- KRUGMAN, P. “Pricing to Market When Exchange Rate Changes”, *NBER Working Paper nr. 1926*, National Bureau of Economic Research, 1986.
- LEBARON, B. “Some relationships between volatility and serial correlation in stock returns”, *Journal of Business*, 65(2): 199-219, 1992.
- LÉON-LEDESMA, M.A. “Cycles, aggregate demand, and growth”, In: ARESTIS, P.; McCOMBIE, J.; VICKERMAN, R. (eds). *Growth and Economic Development*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, p. 82-95, 2006.
- LIMA, E.J.A.; TABAK, B.M. “Exchange rate dynamics and the relationship between random walk hypothesis and official interventions”, *Working Paper Series 173*, Banco Central do Brasil, 2008.
- LIU, T.; GRANGER, C.W.J.; HELLER, W.P. “Using the correlation exponent to decide whether an economic series is chaotic”, *Journal of Applied Econometrics*, 7 (Supplement): S25-S39, 1992.
- MYRDAL, G. *Teoria Econômica e Regiões Subdesenvolvidas*. Rio de Janeiro: Saga, 1968.
- OBSTFELD, M.; TAYLOR, A.M. “Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited”, *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 11, p. 441-79, 1997.
- OBSTFELD, M. “International Macroeconomics: beyond Mundell-Fleming Model”, *IMF Staff Papers*, v. 47, p. 1-39, 2001.

- PASTORE, A.C. "Câmbio real e crescimento econômico", *Estado de São Paulo*, 28.02.2010, p. B5.
- PESARAN, M.H.; POTTER, S.M. "Nonlinear Dynamics and Econometrics: An Introduction", *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. S1-S7, 1992.
- POTTER, S.M. "A nonlinear approach to US GNP", *Journal of Applied Econometrics*, **10**(2): 109-125, 1995.
- PRIESTLEY, M.B. *Non-Linear and Non-Stationary Time Series Analysis*. London: Academic Press, 1988.
- PROIETTI, T. "Characterizing Asymmetries in Business Cycles Using Smooth-Transition Structural Time Series Models", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, **3**: 141-156, 1998.
- ROGOFF, K. "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, v. **34**(2): 647-668, 1996.
- SARNO, L.; TAYLOR, M.P.; CHOWDHURY, I. "Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study", *Journal of International Money and Finance*, **23**(1): 1-25, 2004.
- SARNO, L.; TAYLOR, M.P. "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, **49**(1): 65-105, 2002.
- SARNO, L. "Nonlinear Exchange Rate Models: A Selective Overview", *IMF Working Paper* WP/03/111, 2003.
- SERRANO, F.L. "Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil", *Revista de Economia Política*, **30**, 1(117): 63-72, 2010.
- SETTERFIELD, M. "A model of Kaldorian traverse: cumulative causation, structural change and evolutionary hysteresis", In: SETTERFIELD, M. (ed.) *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Lon Run*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, p. 215-233, 2002.
- SOUZA, S.R.S.; TABAK, B.M.; CAJUEIRO, D.O. "Investigação da memória de longo prazo da taxa de câmbio no Brasil", Banco Central do Brasil, *Trabalhos para Discussão* n° 113, p. 1-36, 2006.
- TABAK, B.M. "The dynamic relationship between stock prices and exchange rate: evidence for Brazil", *Banco Central do Brasil*, *Trabalhos para Discussão* n° 124, p. 1-37, 2006.
- TAYLOR, M.P. "An empirical examination of long-run purchasing Power parity using cointegration techniques", *Applied Economics*, v. **20**, p. 1.369-81, 1988.
- TAYLOR, M.P.; SARNO, L. "Nonlinear mean-reversion in real Exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles", *International Economic Review*, v. **42**, p. 1.015-42, 2001.
- TAYLOR, A.M. "A Century of Purchasing-Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, **84**(1): 139-150, 2002.
- TAYLOR, A.M.; TAYLOR, M.P. "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, v. **18**(4): 135-158, 2004.
- THE R DEVELOPMENT CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <<http://www.r-project.org>>, 2008.

TIAO, G.C.; TSAY, R.S. “Some Advances in Non-Linear and Adaptive Modeling in Time Series”, *Journal of Forecasting*, **13**: 109-131, 1994.

TONG, H.; LIM, K.S. “Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data (with discussion)”, *Journal of the Royal Statistical Society B*, **42**: 245-292, 1980.

TONG, H. *Non-linear Time Series*, Oxford: Clarendon Press, 1990.

TSAY, R.S. “Nonlinearity tests for time series”, *Biometrika*, **73**: 461-466, 1986.

.