

SALDO DA CONTA DE VIAGENS INTERNACIONAIS NO BRASIL: A CONTRIBUIÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL EFETIVA E DA RENDA

Simone Maciel Cuiabano¹

Geovana Lorena Bertussi²

Enrico Bezerra Ximenes Vasconcelos³

Danniel Lafetá Machado⁴

O objetivo deste trabalho é analisar a evolução do saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro e avaliar qual a contribuição da taxa de câmbio real (efeito preço) e da renda no comportamento desta conta no período compreendido entre 1988 e 2011. Para tanto, utilizaram-se dados trimestrais. Os resultados sugerem que a crescente negatividade do resultado (receitas menos despesas) da conta de viagens internacionais no país é mais sensível a variações na renda que a variações na taxa de câmbio.

Palavras-chave: viagens internacionais; taxa de câmbio real; renda.

INTERNATIONAL TRAVEL ACCOUNT IN BRAZIL'S BALANCE OF PAYMENTS: THE CONTRIBUTION OF REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE AND INCOME

The aim of this paper is to analyze the evolution of the balance of international travel account of the Brazilian balance of payments and assess the contribution of the real exchange rate (price effect) and income in the behavior of this account in the period between 1988 and 2011. For this purpose, we used quarterly data. The results suggest that the increased negativity of the result (revenues minus expenses) of the international travel account in the country is more sensitive to changes in income than to changes in real exchange rate.

Keywords: international travel account; real exchange rate; income.

JEL: F41; E21

Rev. Tempo do Mundo, 5(1): 89-108 [2013]

1 INTRODUÇÃO

A conta de viagens internacionais no balanço de pagamentos tem acumulado saldos negativos desde 2005. Acompanhado dos gastos com aluguel de equipamentos e transportes, este item é o que mais tem pressionado o *deficit* na conta de serviços. A desvalorização da moeda nacional observada de maio a agosto de 2012 e a verificação da manutenção do saldo negativo na conta de viagens trouxe à tona a pergunta: por que o saldo líquido permaneceu negativo? Este trabalho visa

1. Analista de finanças e controle da Secretaria de Política Econômica (SPE) do Ministério da Fazenda (MF).

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB).

3. Coordenador de modelagem macroeconômica da SPE/MF.

4. Coordenador-geral de análise macroeconômica da SPE/MF.

responder esta pergunta, analisar as principais variáveis que explicam esta conta e calcular as elasticidades observadas nas estimativas.

Desde janeiro de 2003, com a posse do presidente Luís Inácio Lula da Silva e a continuidade do chamado “tripé macroeconômico” em seu governo, a taxa de câmbio vem mostrando uma forte tendência de queda. Uma taxa de câmbio mais baixa significa que os brasileiros precisam de menos moeda nacional para comprar a mesma unidade de moeda estrangeira, evidenciando um fortalecimento da moeda nacional. Quando Lula assumiu a presidência, a taxa de câmbio entre o real e o dólar era de aproximadamente R\$ 3,54 reais por dólar. A partir daí, o real passou a valorizar-se de forma sustentada, com a cotação do dólar passando a ficar abaixo de R\$ 3,00 já no final de 2004, em seguida se situando abaixo de R\$ 2,00 em meados de 2007, e chegando à casa dos R\$ 1,50 em 2011. Este efeito coincidiu com a ampliação do *deficit* na conta de viagens internacionais (tabela 1). Contudo, a forte desvalorização do real observada entre maio e agosto de 2012 não foi acompanhada de redução neste *deficit*. É necessário avaliar, portanto, que outros fatores contribuíram para a demanda de brasileiros por gastos com viagens no exterior.

Vários aspectos foram importantes para explicar esse movimento observado na taxa de câmbio. Contudo, o objetivo deste trabalho não é explicar os motivos que levaram à valorização da moeda nacional, mas, sim, verificar qual o impacto dessa variação cambial (em termos reais) na conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiros. A taxa de câmbio tem influência sobre os dois lados desta conta: receitas e despesas. As receitas correspondem ao que os estrangeiros gastam no Brasil, enquanto as despesas consistem nos gastos que os brasileiros realizam no exterior. Claramente, uma taxa de câmbio mais baixa (significando um real mais valorizado) terá impacto positivo sobre as despesas de brasileiros no exterior, uma vez que, em moeda nacional, este tipo de gasto ficará mais barato. Da mesma forma, para os estrangeiros, viajar para o Brasil ficará mais caro na sua moeda de origem, o que provoca – tudo o mais constante – um efeito negativo da taxa de câmbio sobre as receitas desta conta.

Logo, uma valorização da moeda nacional teria duplo impacto negativo sobre o saldo final da conta de viagens internacionais, fazendo com que seu resultado tenda a ficar mais negativo. Pode-se afirmar que um aumento da taxa de câmbio nominal, *ceteris paribus*, provoca aumento na taxa de câmbio real (Mussa, 1986).

Entretanto, não é somente a valorização da moeda nacional nos últimos anos que tem influência sobre o saldo negativo observado no mesmo período na conta de viagens internacionais. Outra variável relevante para explicar este fenômeno é a renda. Independentemente de qual seja a taxa de câmbio, se a população brasileira tem mais renda para gastar, é de se esperar que haja um aumento nas despesas em viagens para o exterior. Portanto, o modelo estimado neste trabalho visa analisar qual o efeito da taxa de câmbio real (efeito preço) e qual o efeito da renda sobre o

saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos do Brasil no período entre 1988 e 2011. Para tanto, utilizaram-se dados trimestrais. Os resultados sugerem que a crescente negatividade do resultado (receitas menos despesas) da conta de viagens internacionais no país é mais sensível a variações na renda que as variações na taxa de câmbio.

Além desta introdução, o restante do artigo está dividido da seguinte forma. A seção 2 traz uma breve visão geral dos dados, mostrando a evolução do saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. A seção 3 faz uma revisão de literatura. A seção 4 explica os métodos e procedimentos realizados, bem como apresenta os dados utilizados. A seção 5 mostra os principais resultados alcançados neste trabalho, enquanto a seção 6 traz as considerações finais.

2 VISÃO GERAL DOS DADOS

Antes de dar início à estimação dos modelos econométricos, é importante que se conheça um pouco mais dos dados e de sua evolução no período de interesse para este trabalho. Para tanto, a tabela 1 mostra, em dados anuais, o comportamento do saldo da conta de serviços do balanço de pagamentos brasileiro, bem como o saldo na conta de viagens internacionais e as respectivas receitas e despesas relacionadas a esta última conta.

TABELA 1
Balanço de pagamentos brasileiro
(Em US\$ milhões)

Ano	Saldo serviços (SS)	Saldo viagens internacionais (SVI)	Receitas viagens (RV)	Despesas viagens (DV)	Participação (%) (SVI/SS)
1988	-2.896	-588	117	-705	20,30
1989	-2.667	475	1.240	-765	17,81
1990	-3.596	-90	1.492	-1.582	2,50
1991	-3.800	-237	1.079	-1.317	6,23
1992	-3.184	-337	1.066	-1.403	10,58
1993	-5.246	-795	1.097	-1.892	15,15
1994	-5.657	-1.181	1.051	-2.232	20,87
1995	-7.483	-2.420	972	-3.391	32,34
1996	-8.681	-3.598	840	-4.438	41,44
1997	-10.646	-4.377	1.069	-5.446	41,11
1998	-10.111	-4.146	1.586	-5.732	41,00
1999	-6.977	-1.457	1.628	-3.085	20,88
2000	-7.162	-2.084	1.810	-3.894	29,09
2001	-7.759	-1.468	1.731	-3.199	18,92
2002	-4.957	-398	1.998	-2.396	8,03
2003	-4.931	218	2.479	-2.261	4,42
2004	-4.678	351	3.222	-2.871	7,50
2005	-8.309	-858	3.861	-4.720	10,32

(Continua)

(Continuação)

Ano	Saldo serviços (SS)	Saldo viagens internacionais (SVI)	Receitas viagens (RV)	Despesas viagens (DV)	Participação (%) (SVI/SS)
2006	-9.640	-1.448	4.316	-5.764	15,02
2007	-13.219	-3.258	4.953	-8.211	24,64
2008	-16.690	-5.177	5.785	-10.962	31,02
2009	-19.245	-5.594	5.305	-10.898	29,07
2010	-30.835	-10.718	5.702	-16.420	34,76
2011	-37.952	-14.709	6.555	-21.264	38,75

Fonte: Ipeadata.⁵

Elaboração dos autores.

O saldo na conta de viagens internacionais é definido como o resultado do crédito por viagens que abarcam os bens e serviços para uso próprio ou para doação adquiridos em uma economia por não residentes durante visitas a estas economias, menos os débitos adquiridos em outras economias por residentes durante a visita a outras economias (IMF, 2009). Esta atividade é orientada especificamente pela demanda: os viajantes se deslocam para onde se encontra localizado o provedor dos bens e serviços desejados. O componente abarca todos os bens e serviços adquiridos em uma economia por viajantes durante visitas com duração inferior a um ano.

Entre 1988 e 1993, a economia brasileira passava por um intenso processo de tentativa de estabilização. Inúmeros planos econômicos foram lançados neste período (Plano “Arroz com Feijão”, em 1988; Plano Verão, em 1989; Plano Collor I, em 1990; e Collor II, em 1991) com o objetivo de controlar a inflação no país, que vinha se acelerando consistentemente desde o início dos anos 1980. Foi também neste intervalo que houve a intensificação da abertura comercial brasileira, com quedas significativas nas tarifas de importação (Baer, 2009).

Além disso, no final de 1992, o então presidente Fernando Collor sofreu processo de *impeachment* por denúncias de corrupção. Assumiu o vice-presidente Itamar Franco, que, em meados de 1993, conseguiu compor uma equipe econômica comandada por seu Ministro da Fazenda Fernando Henrique Cardoso, dando origem à primeira fase de implementação do Plano Real (Baer, 2009). Portanto, devido a este cenário político e econômico extremamente conturbado, o comportamento do saldo de serviços e principalmente do saldo da conta de viagens internacionais neste período é bastante influenciado por essas instabilidades.

A partir de julho de 1994, com o sucesso do Plano Real em estabilizar a economia por meio das chamadas âncora monetária e âncora cambial, a moeda nacional foi mantida artificialmente valorizada, o que pode ter contribuído para um efeito negativo sobre o saldo da conta de viagens internacionais entre 1994 e 1998, fazendo com que a conta de viagens apresentasse um *deficit* bem superior ao

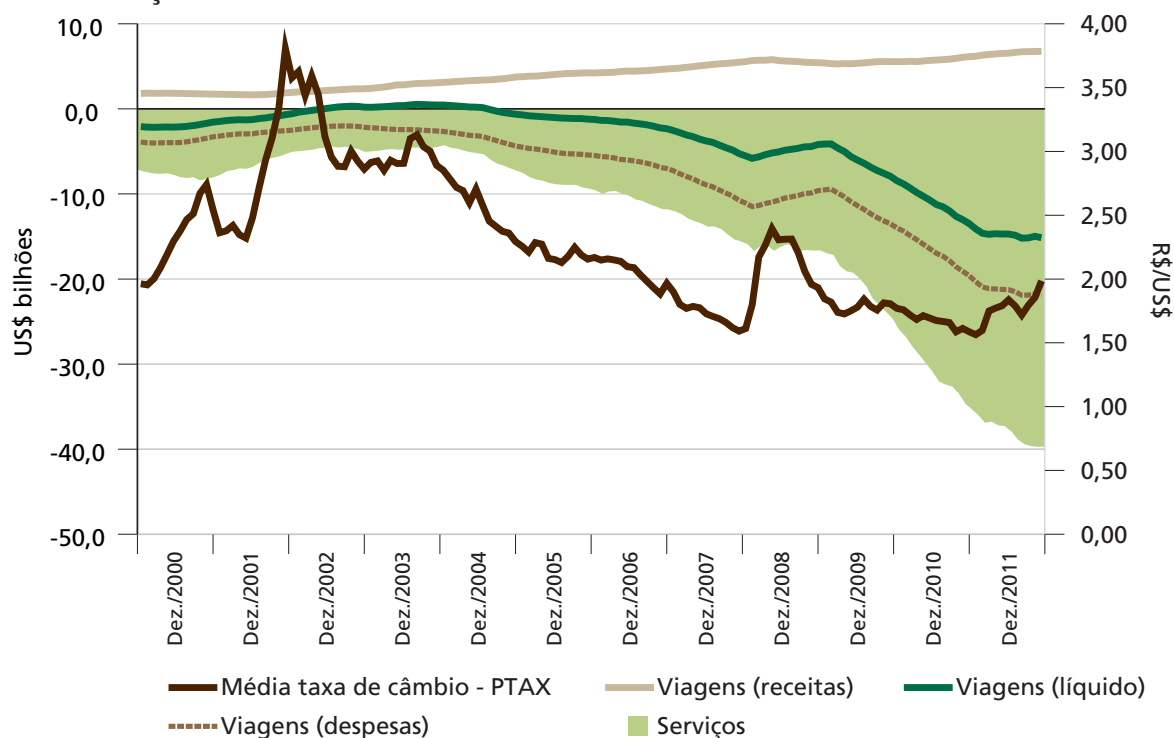
5. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

observado na série histórica. Em janeiro de 1999, com o abandono das âncoras e a consequente desvalorização do real, há uma alteração na tendência crescente do saldo negativo tanto na conta de serviços quanto na conta de viagens internacionais, o que acontece também com a desvalorização da moeda ocorrida em 2002, com o chamado “Efeito Lula”.

De 2005 em diante, no entanto, observa-se um aumento expressivo nas despesas com viagens internacionais, que quintuplicou seu valor entre os anos de 2005 e 2011, levando a um *deficit* crescente e considerável no saldo da conta de viagens internacionais e também no saldo da conta de serviços (gráfico 1). O último resultado do Balanço de Pagamentos, de maio de 2012, apontou para um *deficit* na conta de viagens internacionais de US\$ 1,3 bilhão – maior que o registrado em maio de 2011 (US\$ 1,1 bilhão), apesar do câmbio mais caro (R\$ 1,99 em maio de 2012, contra R\$ 1,61 em maio de 2011).

GRÁFICO 1

Comparação entre o saldo da conta de viagens, o saldo da conta de serviços e a variação da taxa de câmbio



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).⁶
Elaboração dos autores.

Acredita-se que esse movimento dos últimos anos foi resultado tanto de uma crescente apreciação da moeda nacional como de um aumento verificado na renda, com crescimento do produto interno bruto (PIB) brasileiro – que saiu da

6. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/paginas/default.aspx>>.

casa dos R\$ 3,2 trilhões em 2005 para alcançar cerca de R\$ 4,1 trilhões em 2011. Além disto, contribuiu também a estabilização da inflação, que se manteve em torno de 5,1% ao ano (a.a.) entre 2005 e 2011. Na tabela 2, pode-se verificar em detalhes o comportamento do PIB brasileiro entre 1988 e 2011. E, na tabela 3, observa-se a inflação anual medida pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA).

TABELA 2
PIB brasileiro
(R\$ milhões)¹

Ano	PIB	Ano	PIB
1988	2.240.952,58	2000	2.827.604,81
1989	2.311.766,68	2001	2.864.734,62
1990	2.211.204,83	2002	2.940.881,96
1991	2.234.013,06	2003	2.974.602,70
1992	2.223.582,12	2004	3.144.520,70
1993	2.327.315,58	2005	3.243.877,29
1994	2.451.462,97	2006	3.372.238,66
1995	2.559.739,97	2007	3.577.655,56
1996	2.614.787,15	2008	3.762.677,50
1997	2.703.044,01	2009	3.750.270,93
1998	2.703.999,42	2010	4.032.804,64
1999	2.710.869,70	2011	4.143.013,34

Fonte: Ipeadata.

Nota: ¹ Preços de 2011.

TABELA 3
Inflação anual medida pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA)
(Em %)

Ano	PIB	Ano	PIB
1988	980,2	2000	6,0
1989	1.972,9	2001	7,7
1990	1.621,0	2002	12,5
1991	472,7	2003	9,3
1992	1.119,1	2004	7,6
1993	2.477,1	2005	5,7
1994	916,4	2006	3,1
1995	22,4	2007	4,5
1996	9,6	2008	5,9
1997	5,2	2009	4,3
1998	1,7	2010	5,9
1999	8,9	2011	6,5

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).⁷

7. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm>.

É importante ressaltar que, além do crescimento do PIB apurado na tabela 2, o PIB *per capita* também cresceu (tabela 4). De acordo com informações do Ipea, entre 1988 e 1994, o PIB *per capita* brasileiro (em R\$ de 2012) alcançou o valor máximo de R\$ 16,91 mil. Entre 1995 e 2003, subiu timidamente e ficou na casa dos R\$ 17,5 mil. Contudo, a partir de 2004, o PIB *per capita*, que era de R\$ 18,29 mil, alcançou R\$ 22,69 mil em 2011 – um crescimento real da ordem de 24,06%.

TABELA 4
PIB *per capita* brasileiro
(R\$ milhares)¹

Ano	PIB	Ano	PIB
1988	16,71	2000	17,39
1989	16,91	2001	17,36
1990	15,89	2002	17,57
1991	15,78	2003	17,53
1992	15,46	2004	18,29
1993	15,92	2005	18,63
1994	16,51	2006	19,14
1995	16,97	2007	20,09
1996	17,07	2008	20,90
1997	17,39	2009	20,63
1998	17,13	2010	21,98
1999	16,92	2011	22,69

Fonte: Ipeadata.

Nota: ¹ Preços de 2012.

A tabela 5 mostra a evolução da taxa de câmbio média (reais por dólar americano – R\$/US\$) a partir do ano de 1999, quando a taxa de câmbio no país passa a ser flutuante.

TABELA 5
Taxa de câmbio média

Ano	Taxa de câmbio média
1999	1,8139
2000	1,8294
2001	2,3496
2002	2,9204
2003	3,0775
2004	2,9251
2005	2,4344
2006	2,1753
2007	1,9471
2008	1,8338

(Continua)

(Continuação)

Ano	Taxa de câmbio média
2009	1,9968
2010	1,7594
2011	1,6742

Fonte: Ipeadata.

Pode-se observar que, desde o início do mandato de Lula, em janeiro de 2003, a taxa de câmbio sofreu contínua apreciação, com um pequeno período de depreciação entre o final de 2008 e meados de 2009, consequência da crise econômica mundial deflagrada nos Estados Unidos.

Portanto, ao se analisar os dados anuais referentes ao saldo da conta de viagens internacionais, PIB brasileiro (renda) e taxa de câmbio, percebe-se que, nos últimos anos, houve uma forte apreciação da moeda nacional em face de outras moedas, em particular o dólar americano. Ademais, verifica-se o aumento tanto do PIB quanto do PIB *per capita* brasileiro. Ambos os movimentos – tanto na taxa de câmbio quanto na renda – têm implicações sobre o saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. Resta saber qual a importância quantitativa relativa de cada um destes elementos (câmbio e renda) para explicar a negatividade crescente do saldo desta conta. Esta mensuração será feita por meio de um modelo que será estimado e apresentado na seção 5 deste trabalho.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Os modelos que buscam determinar o consumo por viagens são, essencialmente, modelos de demanda. Na verdade, eles não têm a capacidade para produzir certos parâmetros, tais como elasticidades de preços cruzados. Apesar de suas limitações, a estimação linear é amplamente utilizada, pois permite a fácil inclusão de diversas variáveis independentes e é estatisticamente mais precisa. Sinclair (1998) fornece uma visão geral mais abrangente de modelos de demanda para o turismo. De acordo com o resumo das informações nele previsto, modelos de demanda simples aparecem na forma funcional mostrada na equação (1).

$$D_{ij} = f(Y_i, P_{i/jk}, E_{ij/k}, T_{ij/k}, DV) \quad (1)$$

Em que i refere-se ao país de origem da viagem, para o destino j , e considerando-se k destinos concorrentes. A variável dependente, D_{ij} , refere-se à demanda e é frequentemente medida em receitas ou despesas. As seguintes variáveis explicativas são, por vezes, incluídas em algumas estimações: Y_i , que se refere à renda *per capita*; $P_{i/jk}$, os preços relativos; $E_{ij/k}$, as taxas de câmbio; $T_{ij/k}$, os custos de transporte, e DV, possíveis variáveis *dummies*.

É necessário ressaltar que a elasticidade-renda tem sido, muitas vezes, a variável mais significativa em muitos modelos de demanda. O primeiro trabalho importante, no exterior, sobre viagens internacionais é o de Gray (1966), que tenta encontrar elasticidades-renda para a demanda turística no exterior. O autor encontra elasticidades nos EUA e Canadá de 5,13 e 6,6, respectivamente. Broomfield (1991) encontrou elasticidades-renda de demanda por viagens para Fiji que variavam entre 0,18 a 8,1, dependendo do país de origem. Para a Malásia, as elasticidades obtidas a partir de uma análise semelhante variaram entre 0,94 e 3,44 (Shamsudding, 1995).

Por sua vez, as elasticidades-câmbio têm se apresentado historicamente mais estáveis e menos elásticas, de acordo com Sinclair (1998). Shamsudding (1995), por exemplo, encontrou elasticidades da taxa de câmbio que variaram entre -0,78 e 1,27, dependendo do destino final por residentes na Malásia. Na Turquia, esta variação foi de 0,18 a 4,22 (Uysal e Crompton, 1984).

Seguindo a mesma linha, Moshirian (1993) analisou os fatores determinantes das viagens internacionais para dezesseis países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). De acordo com o autor, o fator determinante para explicar o gasto com viagens é o aumento da renda *per capita* do país de origem, e a despesa com viagens internacionais é elástica com relação ao nível de renda. No entanto, os gastos com viagens são inelásticos com relação aos preços relativos. Moshirian (1993) também incluiu uma variável de custo de transporte. Quanto maior o custo de transporte entre o país de origem e o de destino, menor será a demanda por viagens internacionais, tudo o mais constante. O coeficiente estimado desta variável mostrou-se significativo a 5% (e menor do que um) para a maioria dos países analisados.

Apesar de teoricamente importante, a variável custo de transporte geralmente tem desempenhado um papel menor nos modelos de demanda. Tem sido frequentemente omitida porque a evidência empírica tem apontado para sua insignificância estatística. Além disto, existe uma dificuldade muito grande em utilizar essa variável, uma vez que não existe nenhuma *proxy* clara e precisa para representar os custos de transporte. As *dummies* também têm sido historicamente insignificantes (Brakke, 2005). Tendo em vista estas considerações, neste trabalho, utilizam-se tanto a renda quanto a taxa de câmbio real para avaliar o impacto sobre o saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro.

Mesmo com a grande relevância do tema, são poucos os artigos que se propuseram a mensurar quantitativamente os principais fatores determinantes do saldo na conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos. Qualitativamente, a relação entre a taxa de câmbio, a renda e receitas e despesas com serviços (especificamente com viagens internacionais) já é conhecida da literatura econômica.

Porém, as evidências empíricas a este respeito são escassas, ainda mais quando se considera os trabalhos para a economia brasileira.

Um dos trabalhos encontrados para o Brasil é o de Rabahy, Silva e Vassallo (2007). Os autores verificaram, por meio da metodologia de cointegração de Johansen, que o efeito da taxa de câmbio real sobre as receitas e despesas de viagens internacionais no país é assimétrico, sendo uma transmissão maior sobre as despesas que sobre as receitas. Além disto, as estimativas de longo prazo dos autores mostram que, ao se aumentar a renda em 1%, isto elevaria as despesas com viagens internacionais de brasileiros em 2,67%. Por seu turno, uma apreciação cambial da ordem de 1% elevaria as despesas em apenas 1,51%.

Em outro artigo, Rabahy, Silva e Vassallo (2008) ampliam a análise realizada no estudo anterior. No novo estudo, os autores comprovam que, apesar de, na média, as receitas na conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro não serem sensíveis a variações na taxa de câmbio real, desagregando-se os dados e concentrando-se nos turistas argentinos, percebe-se que eles são sensíveis a variações na taxa de câmbio real. Diferentemente, os turistas dos Estados Unidos não são afetados pela taxa de câmbio, em média. Desta forma, o estudo evidencia que o efeito da taxa de câmbio sobre a vinda de turistas de diferentes nacionalidades ao Brasil é distinto, dependendo se o país de origem do turista faz fronteira ou não com o país. Mais um resultado nesta linha é o de Meurer (2010), o qual conclui que o número de viajantes estrangeiros no Brasil é mais sensível a variações na renda do resto do mundo que a variações na taxa de câmbio.

Meurer e Duarte (2002) avaliaram o comportamento da conta de viagens internacionais no Brasil entre 1982 e 2000. Os autores não utilizaram nenhum modelo econométrico, mas fizeram uma análise descritiva dos dados no período. De acordo com Meurer e Duarte, durante praticamente todo o período de estudo, o saldo da conta de viagens internacionais foi crescentemente negativo e a política cambial adotada seria a principal responsável por este resultado, principalmente depois do Plano Real, em 1994. Além disto, ao calcularem o coeficiente de correlação entre as despesas com viagens internacionais e a taxa de câmbio real, os autores verificaram o sinal negativo esperado, ou seja, uma depreciação da taxa de câmbio diminui os gastos de brasileiros no exterior (como verificado após a desvalorização cambial em janeiro de 1999). Em relação às receitas de viagens internacionais, o coeficiente de correlação estimado foi baixo e não apresentou significância estatística. Assim, os autores concluem que a taxa de câmbio real influenciou as despesas de brasileiros no exterior, mas não teve efeito sobre as receitas. Este resultado está em concordância com o apresentado por Rabahy, Silva e Vassallo (2007; 2008).

Cruz e Curado (2005) analisaram a *performance* da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiros durante o Plano Real (entre 1994 e 2003)

buscando medir qual o impacto da taxa de câmbio real no *deficit* observado. Os autores argumentam e mostram – por meio de estimativas econométricas – que a variação cambial gera um efeito mais elástico sobre os brasileiros que viajam ao exterior que o contrário, mostrando que a taxa de câmbio possui um mecanismo de transmissão mais forte sobre as despesas que sobre as receitas da conta de viagens internacionais.

Brakke (2005) fez uma análise da demanda por turismo para 85 países considerando três variáveis fundamentais para explicar a demanda por viagens: a renda do país de origem; um índice de competitividade de preços (que reflete variações nos preços relativos e na taxa de câmbio); e uma variável política que capta liberdades políticas, econômicas e estabilidade no país de destino – uma novidade em relação aos modelos tradicionais de demanda por viagens. Esta última variável pode afetar a disposição a viajar para países que possuem maior instabilidade política e econômica, bem como qualquer tipo de coerção aos indivíduos. O autor encontrou uma relação negativa e significativa a 10% entre conflitos políticos e a chegada de visitantes a um país. Quanto à variável renda, o coeficiente estimado encontrou uma elasticidade positiva e maior que um, estatisticamente significativa a 1%. No entanto, para a elasticidade-preço da demanda por turismo o coeficiente não se mostrou estatisticamente significativo.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Os dados usados para produzir as estimativas para o comportamento do saldo em viagens internacionais estão na frequência trimestral. Neste trabalho, evitou-se trabalhar com a frequência mensal em virtude da maior incidência dos erros de amostragem em dados com maior frequência (Bell e Hillmer, 1989).

Entre as variáveis utilizadas para estimar a equação de viagens, o valor líquido (receitas menos despesas) de viagens internacionais foi empregado como variável dependente. Como variáveis explicativas, foram utilizadas: a diferença entre o PIB do Brasil e o PIB dos Estados Unidos com um período de defasagem (como *proxy* para a renda mundial); a taxa de câmbio efetiva real (REER) deflacionada pelo preço ao consumidor (IPC); e uma tendência. As séries foram obtidas no Banco Central do Brasil (BCB), no International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI) e no Ipea. Todas compuseram a equação na forma logarítmica. Os dados estão disponíveis de 1988 a 2011. Também foi realizada a estimação usando-se o câmbio nominal (PTAX), a taxa de câmbio real (RER) deflacionada pelo IPC, o PIB do Brasil e o PIB dos Estados Unidos na forma direta, além das medidas de câmbio real deflacionadas pelo preço ao produtor (IPP). Contudo, os resultados ou não foram significativos ou geraram R^2 inferiores ao do modelo apresentado neste trabalho.

A estimação parte da função demanda por importações, cujas quantidades demandadas dependem da renda do consumidor e do preço do produto (Feenstra e Shiells, 1996). Ao contrário do trabalho de Rabahy, Silva e Vassallo (2007), que usam uma modelagem de vetor autorregressivo (VAR), aqui se entende que as variáveis não são endógenas, como demanda este tipo de análise.

No entanto, devido à presença de raiz unitária em todas as séries e a existência de cointegração entre algumas delas,⁸ foram feitas quatro estimações: a primeira usando mínimos quadrados ordinários (OLS), partindo das variáveis em diferença, conforme mostra a equação (2).

$$viagens_t = \alpha \Delta(pib_usa_{t-1} - pib_bra_{t-1}) + \beta \Delta(reer_cpi_t) + \delta dummy + \varepsilon \quad (2)$$

em que a *dummy* utilizada foi para detectar o efeito sazonal em cada um dos quatro trimestres.⁹

As outras três estimações foram feitas utilizando-se regressões cointegrantes pelos métodos de mínimos quadrados ordinários dinâmicos (DOLS); mínimos quadrados modificados (FOLMS); e regressão cointegrante canônica (CCR). Estes métodos ajudam a entender as elasticidades de longo prazo entre variáveis com ou sem raiz unitária, não necessariamente endógenas, mas cuja equação cointegrante produz uma combinação linear estacionária. Sabe-se que, no caso de séries cointegradas, a estimação pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS) é consistente, mas viesado, não permitindo a inferência sobre o vetor cointegrante (Hamilton, 1994).

Uma abordagem simples na construção de estimadores assintoticamente eficientes que eliminam a retroação em um sistema cointegrante foi defendida por Saikkonen (1992) e Stock e Watson (1993). Conhecido como OLS dinâmico (DOLS), o método envolve aumentar a regressão cointegrante com defasagens (*lags*) e termos à frente (*leads*), de modo que o termo de erro da equação cointegrante seja ortogonal às inovações estocásticas.

Phillips e Hansen (1990) propõem um estimador que emprega uma correção semiparamétrica para eliminar os problemas causados pela correção de longo prazo entre a equação cointegrante e os regressores de inovações estocásticas. O estimador resultante, mínimos quadrados totalmente modificados (FMOLS), é eficiente e assintoticamente não viesado. Park (1992) propõe uma regressão cointegrante

8. Os testes de cointegração apontam para pelo menos uma relação cointegrante entre as variáveis viagem líquida, PIB do Brasil e a taxa de câmbio real (RER). Ver apêndice A.

9. O teste de quebra estrutural de Chow, para cada ano e em todas as variáveis do modelo, falha em rejeitar a hipótese nula de não existência de quebras, além das quebras sazonais incluídas.

canônica (CCR) que se aproxima do FMOLS, mas emprega transformações estacionárias aos dados cujas estimativas de mínimos quadrados remove a dependência de longo-prazo entre a equação cointegrante e as inovações.

Dessa forma, a equação estimada para as relações cointegrantes partiu da descrita na equação (3).

$$\begin{aligned}
 viagens_t = & \alpha(pib_usa_{t-1} - pib_bra_{t-1}) + \beta(reer_cpi_t) + \\
 & \sum_{j=-q}^r (\Delta \delta(pib_usa_{t-1+j} - pib_bra_{t-1+j})) + \\
 & \Delta \gamma(reer_cpi_{t+j})) + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{3}$$

sendo q o número de defasagens e r o número de termos a frente.

5 RESULTADOS

Os resultados apresentaram os sinais esperados, ou seja, um aumento no diferencial de rendas a favor do Brasil em relação às outras economias estimula as despesas com viagens, aumentando o *deficit* na conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. A valorização real da taxa de câmbio, por sua vez, barateia os preços dos serviços de viagens, provocando um estímulo e o aumento do *deficit* da conta de viagens internacionais. De modo contrário, uma desvalorização real da taxa de câmbio encarece o valor a ser pago pelo turista brasileiro no exterior e contribui para aumentar o saldo (melhorar o *superavit* ou diminuir o *deficit*) da conta de viagens internacionais. As estimativas podem ser observadas na tabela 6.

TABELA 6
Resultado das estimações para o saldo em viagens internacionais

Variável	OLS	DOLS	FMOLS	CCR
Constante	0,0131 (2,59)	-6,830 (-5,26)	-6,7508 (-5,73)	-6,9335 (-5,81)
(PIBUSA-PIBBRA)(-1)	-0,1178 ¹ (1,03)	-0,8767 (-4,22)	-0,8627 (-4,62)	-0,8915 (-4,71)
REER_CPI(-1)	0,2226 (7,21)	0,2411 (7,02)	0,2371 (7,61)	0,2356 (7,58)
Tendência	NA	-0,0084 (-5,74)	-0,0082 (-6,42)	-0,0084 (-6,37)
sazonalidade_1	0,0079 ¹ (1,11)	NA	NA	NA
sazonalidade_2	-0,0487 (-4,94)	NA	NA	NA

(Continua)

(Continuação)

Variável	OLS	DOLS	FMOLS	CCR
sazonalidade_3	-0,0275 (-3,55)	NA	NA	NA
R ²	0,6253	0,8631	0,7999	0,7980
RMSE	0,022	0,05	0,04	0,04

Nota: ¹Não significativo.

Obs.: 1. Na: não se aplica.

2. Estatística *t* entre parênteses.

A partir dessas estimativas, observa-se que os serviços de viagens são mais sensíveis a variações de renda, nos modelos cointegrados, que a variações de preços (medida pela taxa de câmbio real). A elasticidade de -0,8, próxima de -1, indica quase uma elasticidade perfeita: o aumento em 1% na renda do Brasil em relação ao resto do mundo aumenta em quase 1% o *deficit* no saldo líquido de viagens. Isto pode ser explicado tanto por uma queda na renda do resto do mundo, que diminui o número de gastos de não residentes no Brasil, como uma melhora na renda do brasileiro, que aumenta sua disponibilidade para gastar no exterior. Além disto, a tendência de *deficits* crescentes na balança de serviços aparece como tendência negativa na série.

No modelo estimado por OLS, verifica-se que a elasticidade obtida em relação ao câmbio é similar à calculada nos modelos cointegrados. Apesar de a elasticidade-preço ser maior que o efeito renda no modelo OLS, ele não foi significativo, e o coeficiente calculado foi pequeno. No caso das *dummies* sazonais, as *dummies* para o segundo e terceiro trimestres (abril/maio/junho e julho/agosto/setembro), nesses períodos, há um aumento no *deficit* na conta de viagens de 4,8% e de 2,7%, respectivamente.

Os parâmetros estimados para o efeito câmbio indicam que, tudo mais constante, uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio real efetiva provoca um aumento aproximado de 0,22% a 0,24% no saldo da conta de viagens internacionais. Este fato pode ser interpretado como uma menor predisposição do brasileiro para gastar no exterior (queda no *deficit* da conta de viagens) ou como um aumento do gasto de não residentes no Brasil, já que a desvalorização torna o país mais atrativo tendo em vista o menor custo para o estrangeiro.

É importante ressaltar, contudo, que as elasticidades calculadas para o efeito câmbio são muito pequenas, o que indica que o efeito da variação cambial tem um impacto relativamente muito pequeno no saldo líquido das viagens. Conforme a literatura encontrada, a elasticidade-renda tem sido muitas vezes a variável mais significativa em muitos modelos de demanda.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

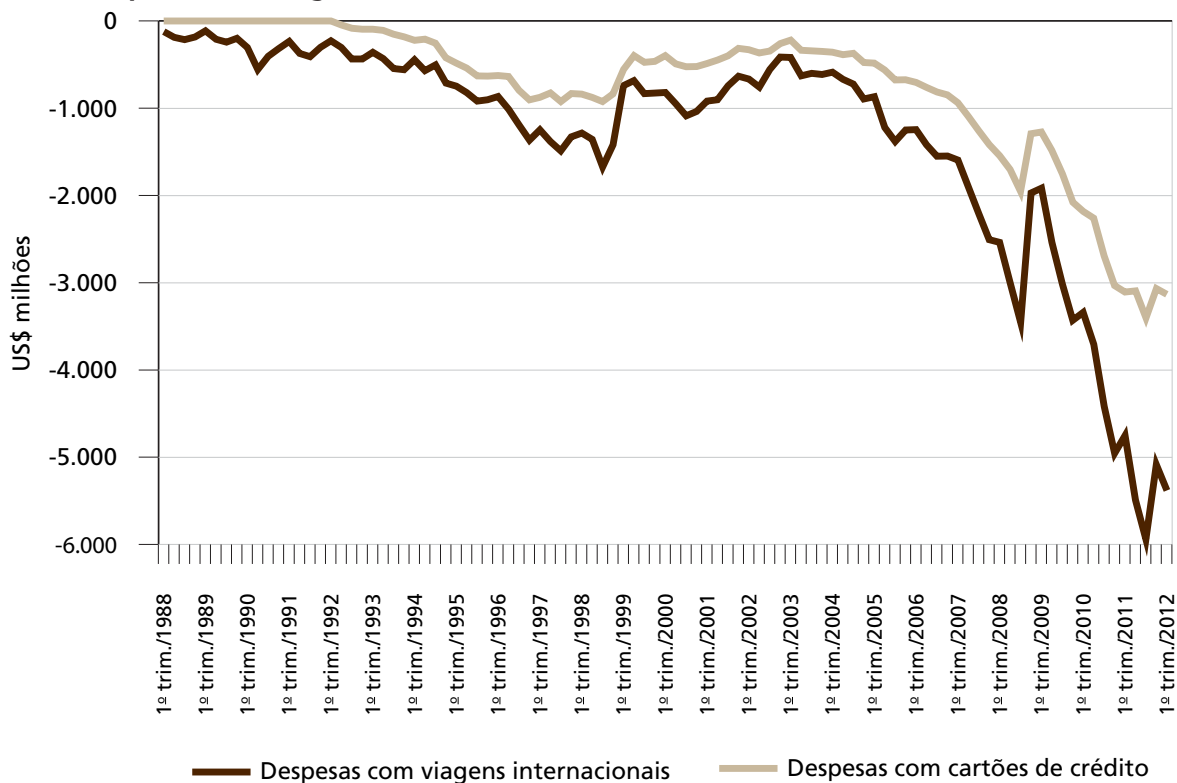
Neste trabalho, estimou-se qual o impacto da taxa de câmbio real efetiva e da renda sobre o saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro entre 1988 e 2011 com dados trimestrais. Os resultados apontam para o fato de que quanto maior o diferencial de renda a favor do brasileiro, maiores serão as despesas com viagens internacionais, o que elevaria o *deficit* observado nesta conta. Ademais, a elasticidade encontrada pelas estimativas mostra que o saldo da conta de viagens internacionais é muito mais suscetível a variações na renda do país que a variações na taxa de câmbio real. O coeficiente da variável renda evidencia uma elasticidade, para os modelos de cointegração, cerca de três a quatro vezes superior à elasticidade encontrada para a variável taxa de câmbio. Este resultado está em concordância com a literatura empírica estudada, conforme apontam Sinclair (1998), Rabahy, Silva e Vassallo (2007), Brakke (2005), entre outros.

Além da renda no país ter melhorado nos últimos anos (tanto o PIB quanto o PIB *per capita* aumentaram bastante nos anos recentes), houve um aumento expressivo do crédito ao consumidor no mesmo período. A própria abertura da economia e a desregulamentação para compra de dólares no país ajudaram no aumento das despesas de brasileiros com viagens internacionais. Conforme ilustra o gráfico 2, as despesas com cartão de crédito nas despesas estimadas na conta de viagens internacionais têm crescido vertiginosamente. O uso deste meio de pagamento só foi, em parte, minimizado a partir de 2011, após a medida tomada pelo governo de aumentar o valor do imposto sobre operações financeiras (IOF) para o uso de cartão no exterior. Ademais, a possibilidade de pagar as viagens (pacotes turísticos) e/ou as passagens aéreas de forma parcelada configura-se num incentivo adicional ao aumento dos gastos com viagens internacionais de brasileiros no exterior.

O aumento recente observado na taxa de câmbio nominal não foi observado, na mesma proporção, na taxa de câmbio real, devido à queda na inflação doméstica. Por isto, o custo com gastos em viagens internacionais permanece favorável para brasileiros que viajam para o exterior (gráfico 3).

GRÁFICO 2

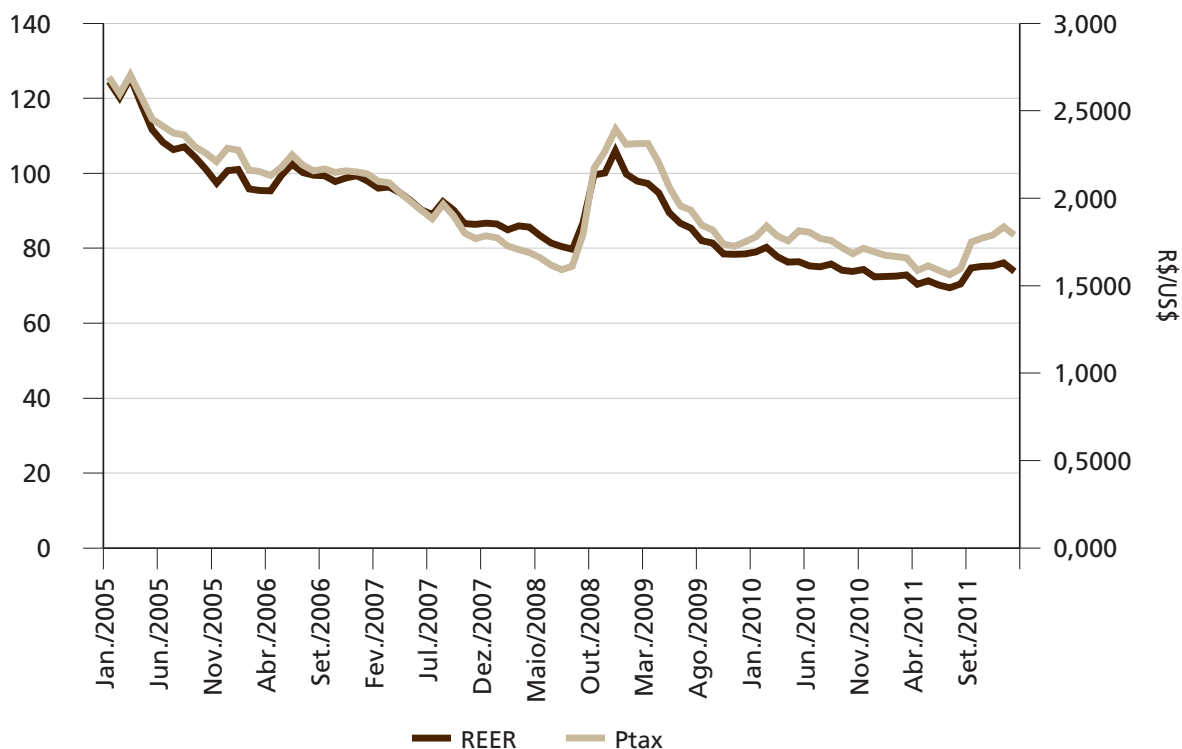
Despesas com viagens internacionais realizadas com cartão de crédito



Fonte: BCB.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3

Taxa de câmbio real efetiva versus taxa de câmbio nominal



Fonte: BCB.
Elaboração dos autores.

Outro aspecto que não pode ser negligenciado é a queda nos custos das passagens aéreas, principalmente a partir de 2009, quando a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC) aprovou a liberação gradual das tarifas de passagens aéreas internacionais. A queda nos preços das passagens aéreas internacionais também é consequência da maior concorrência entre as companhias aéreas que operam voos para o exterior. Portanto, vários são os fatores adicionais (além da taxa de câmbio e da renda) que podem ter afetado o saldo da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. Há ainda muito a ser descoberto e explorado.

REFERÊNCIAS

- BAER, W. **A economia brasileira**. 3. ed. São Paulo: Nobel, 2009.
- BELL, W; HILLMER, S. **Modelling time series subject to sampling error**. Washington: Bureau of the Census, 1989. (Statistical Research Division Report Series, RR 89/01).
- BRAKKE, M. International tourism, demand, and GDP implications: a background and empirical analysis. **Undergraduate economic review**, Illinois, v. 1, n. 1, 2005.
- BROOMFIELD, J. G. **Demand for tourism in Fiji**. 1991. Thesis (Master) – University of Kent, Canterbury, 1991.
- CRUZ, M. J. V.; CURADO, M. L. El turismo en la balanza de pagos de Brasil después del plan real: el impacto de la tasa de cambio. **Estudios y perspectivas en turismo**, Buenos Aires, v. 14, p. 142-168, 2005.
- ELLIOTT, G.; ROTTEMBERG, T; STOCK, J. Efficient tests for an autorregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENGLE, R. F.; GRANGER C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FEENSTRA, R. C.; SHIELLS, C. R. Bias in U.S. import prices and demand. *In*: BRESNAHAN, T. F.; GORDON, R. J. **The economics of new goods**. Chicago: University of Chicago Press, 1996. p. 249-276.
- GRAY, P. H. The demand for international travel by the United States and Canada. **International economic review**, Hoboken, v. 7, n. 1, p. 83-92, 1966.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Balance of payments and international investment position manual**. 6. ed. 2009. p. 166.
- MEURER, R. Determinantes macroeconômicos do número de viajantes estrangeiros no Brasil e da receita por viajante. **Revista econômica**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 187-208, 2010.

MEURER, R.; DUARTE, S. O comportamento da conta viagens internacionais no período de 1982 a 2000. **Boletim atualidade econômica**, Florianópolis, ano 14, n. 41, 2002.

MOSHIRIAN, F. Determinants of international trade flows in travel and passenger services. **The economic record**, Hoboken, v. 69, n. 3, p. 239-252, 1993.

MUSSA, M. Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications. **Carnegie-rochester conference series on public policy**, v. 25, p. 117-214, 1986.

NG, S.; PERRON, P. LAG Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, Econometric Society, v. 69, n. 6, p. 1.519-1.554, 2001.

PARK, J. Y. Canonical cointegrating regressions. **Econometrica**, v. 60, p. 119-143, 1992.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. **Review of economics studies**, v. 57, p. 99-125, 1990.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. **Econometrica**, v. 58, p. 165-193, 1990.

QMS – QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. Cointegrating Regression. *In: _____*. **EViews 7 User's Guide II**. 2010. p. 219-244.

RABAHY, W. A.; SILVA, J. C. D; VASSALLO, M. D. Os efeitos assimétricos da taxa de câmbio real sobre a conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. **Informações Fipe**, São Paulo, n. 326, nov. 2007.

_____. Relações determinantes sobre as despesas e as receitas da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. **Revista turismo em análise**, São Paulo, v. 19, n. 2, p. 293-306, 2008.

SAIKKONEN, P. Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. **Econometric theory**, Cambridge, v. 8, n. 1, p. 1-27, 1992.

SHAMSUDDIN, S. **Tourism demand in Peninsular Malaysia**. 1995. Thesis (Master) – University of Kent, Canterbury, 1995.

SINCLAIR, M. T. Tourism and economic development: a survey. **Journal of development studies**, v. 34, n. 5, p. 1-51, 1998.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 783-820, 1993.

UYSAL, M.; CROMPTON, J. L.; Determinants of demand for international tourist flows to Turkey. **Tourism management**, p. 288-297, 1984.

APÊNDICE A

A análise econométrica inicia-se com os testes de raiz unitária, de modo a verificar se as variáveis são ou não estacionárias. Ambos os testes de DF e DF aumentado são criticados por causa da grande distorção dos tamanhos e poder dos testes. Há modificações propostas por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) que superaram esses problemas com o desenvolvimento do teste ADF e de Phillips-Perron (1988). As modificações usam mínimos quadrados generalizados (GLS) para remover a tendência dos dados e a seleção do critério de informação de Akaike modificado para escolha do número de defasagens, como proposto por Ng e Perron.

A tabela A.1 resume os resultados dos testes de raiz unitária para todas as variáveis em nível utilizando o teste de ADF modificado (MADF GLS), NG-Perron (MZt) e Phillips-Perron (PP). Para os dois primeiros testes, foram escolhidos o critério de informação de Akaike modificado para a escolha do número de defasagens com no máximo de catorze defasagens. No teste PP tanto a estimação espectral quanto a escolha ótima de defasagens usadas foram automáticas. No teste de MZt, escolheu-se a estimação espectral autorregressiva sem tendência usando-se o GLS (AR GLS – sem tendência).

É possível observar que as séries são não estacionárias em nível, para ambos os testes utilizados com constante e com tendência. Como as estatísticas não são significantes a 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Sendo as séries não estacionárias em nível, procedeu-se à análise de vetores cointegrantes.

TABELA A.1
Testes de raiz unitária

Variáveis	Modelo	MADF-GLS	MZt	PP
Viagens	C	0,0229 (-1,948)	1,691 (-1,980)	-0,368 (-2,924)
Viagens	C,T	-0,680 (-3,190)	-0,434 (-2,910)	-2,040 (-3,506)
(PIBUSA-PIBBRA)	C	-0,219 (-1,947)	-0,211 (-1,980)	-2,029 (-2,923)
(PIBUSA-PIBBRA)	C,T	-1,428 (-3,190)	-1,698 (-2,910)	-1,467 (-3,506)
Reer_cpi	C	-1,167 (-1,947)	-0,689 (-1,980)	-1,710 (-2,923)
Reer_cpi	C,T	-1,689 (-3,190)	-1,340 (-2,910)	-3,061 (-3,506)

Obs.: 1. Séries em logaritmo natural. "C" indica constante, "T" indica tendência.

2. Valores entre parênteses: valores críticos a 5%.

Engle e Granger (1987) propuseram uma análise de cointegração com base em uma equação de longo prazo usando OLS no qual o resíduo deve ser estacionário, sendo que o termo de erro contribui para o ajustamento de equilíbrio de longo prazo. Phillips e Ouliaris (1990) também propõem um teste similar, diferindo no modo de avaliar a correlação serial no resíduo: enquanto o teste de Engle-Granger usa uma abordagem paramétrica do teste ADF aumentado, o teste de Phillips-Ouliaris usa uma metodologia de Phillips-Perron (PP) não paramétrica. Ambos os testes rejeitam a hipótese nula de que as séries não são cointegradas (à exceção da estatística t de Engle-Granger), apontando para a existência de, ao menos uma, relação cointegrante.

TABELA A.2
Análise de cointegração

Teste	Engle-Granger		Phillips-Ouliaris	
	Engle-Granger tau-statistic	Engle-Granger z-statistic	Phillips-Ouliaris tau-statistic	Phillips-Ouliaris z-statistic
Estatística	-2,202 (0,827)	-118,373 (0,000)	-3,793 (0,135)	-26,296 (0,089)
Resíduo		-0,347 (0,031)		-0,361 (0,001)

Obs.: 1. A estatística z corresponde à t com o coeficiente de autocorrelação normalizado. Engle-Granger baseado no critério de defasagem de Schwarz, Phillips-Ouliaris, critério automático.
2. P -valores entre parênteses.