

Determinantes macroeconômicas do número de viajantes estrangeiros no Brasil e da receita por viajante¹

Roberto Meurer *

Resumo: As viagens internacionais são parte relevante da estrutura econômica dos países, pelo volume de recursos envolvidos e sua importância para o balanço de pagamentos. Neste trabalho analisa-se o comportamento do número de viajantes estrangeiros ao Brasil e da receita média gerada por viajante. O comportamento dessas variáveis é influenciado por variáveis macroeconômicas, como renda e taxa de câmbio, que refletem a possibilidade de gastos e o custo relativo da viagem em relação aos destinos alternativos. Foram utilizados dados anuais de 1970 a 2007. Concluiu-se que o número de viajantes é sensível à renda do resto do mundo e menos à taxa de câmbio, enquanto as variações do gasto por viajante têm relação negativa com depreciações da moeda brasileira. Estes resultados podem significar que os estrangeiros no Brasil tendem a adquirir o mesmo conjunto de produtos, independentemente do seu custo em moeda estrangeira. Isto possivelmente ocorre porque, após tomada a decisão de viajar, influenciada pelo câmbio, os gastos não são muito sensíveis ao seu custo em moeda estrangeira.

Palavras-Chave: Receitas com viagens internacionais, taxa real de câmbio, Brasil, número de viajantes, receita por viajante

JEL: F14, E21

1 Este artigo resultou de pesquisa apoiada financeiramente pelo CNPq. Agradeço a dois pareceristas da revista pelas sugestões. Os erros remanescentes obviamente são de minha responsabilidade.
* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Santa Catarina; Centro Sócio-Econômicos, Campus Universitário, 88040-900 Florianópolis (SC); E-mail: robertomeurer@yahoo.com.

1. Introdução

O turismo internacional é visto como um dos mais importantes setores das economias de muitos países, refletindo a internacionalização dos serviços, no contexto da globalização econômica (FAYED e FLETCHER, 2002). As magnitudes envolvidas nas viagens internacionais, em termos econômicos, não são desprezíveis. As receitas com turismo internacional em 2009 foram de US\$ 852 bilhões, gerados por 880 milhões de pessoas viajando ao exterior (UNWTO, 2010), o que corresponde a 1,5% do PIB mundial. No Brasil as atividades características do turismo representaram 11% do valor agregado do setor de serviços e 7,15% do PIB em 2005 (IBGE, 2007). Por isto há necessidade de análises dos impactos macroeconômicos do turismo, através do seu efeito multiplicador sobre a atividade econômica (RABAHY e REJOWSKI, 2001) e, inversamente, torna-se necessário o conhecimento dos efeitos do comportamento da economia sobre as viagens internacionais. Este conhecimento contribui para o planejamento governamental e dos agentes privados envolvidos no setor, especialmente na construção e análise de cenários alternativos. Além disso, a magnitude dos valores envolvidos nas contas de viagens internacionais do balanço de pagamentos as torna importantes para as contas externas do país, inclusive como fonte de divisas, com a receita chegando a 5,9 bilhões de dólares em 2010. Pelos dados do balanço de pagamentos as receitas com viagens internacionais representaram, em média, 23,5% do total das receitas de serviços do Brasil no período de 1989 a 2010, equivalentes a 0,3% do PIB.

Na literatura sobre o tema RABAHY (1990, 1992 e 2003) modela especificamente o número de chegadas ao Brasil de turistas argentinos e alemães. Em MEURER (2006) há um tratamento descritivo para o Brasil e em MEURER e LINS (2008) para o turismo argentino em Santa Catarina. CRUZ e CURADO (2005) analisam os efeitos da taxa de câmbio sobre o resultado da conta de viagens internacionais do Brasil. RABAHY, SILVA E VASSALLO (2007, 2008) analisam o efeito de renda e produto sobre despesas e receitas no período recente e constata a maior importância do câmbio sobre as despesas do que sobre as receitas com viagens.

Neste trabalho é tratado o número de viajantes e receita por viajante, sendo explicados pelas variáveis macroeconômicas taxa real de câmbio, spread

do câmbio paralelo e crescimento do PIB mundial. São utilizados dados anuais de 1970 a 2007. Este trabalho se diferencia da literatura existente porque esta tende a enfatizar a modelagem e previsão do número de viajantes, enquanto neste trabalho também se analisa o comportamento da receita por viajante. O tratamento dos dados se dá através de econometria de séries temporais. São efetuados os testes de raiz unitária para evitar a ocorrência de resultados espúrios nas regressões, testes de cointegração e estimadas equações de curto prazo com mecanismo de correção de erro quando ocorre cointegração entre as variáveis.

O conhecimento do comportamento e das condicionantes das receitas com turismo internacional, incluindo as elasticidades da receita e do número de viajantes em relação à renda e taxa de câmbio, são importantes para o setor privado e o setor público da economia. O setor privado poderá utilizar essas informações no planejamento de curto prazo para diferentes cenários e para subsidiar decisões de investimento. No caso do setor público é importante tanto para o planejamento de obras de infra-estrutura, que têm relação muito próxima com a expansão da atividade turística, quanto para a evolução do balanço de pagamentos e ações conjuntas com o setor privado, como é o caso das ações promocionais. As características do setor, intensivo em trabalho e com ligações com praticamente todos os outros setores da economia (LIM, 1997; VANEGAS e CROES, 2000) reforçam a importância macroeconômica do tema.

O artigo está estruturado em quatro seções. Além desta introdução, na seção 2 é revisada a literatura sobre o tema; na seção 3 é efetuada a análise empírica e a seção 4 conclui.

2. Revisão da literatura

Os determinantes das viagens internacionais são similares aos de outros bens e serviços (VARISCO, 2003), ou seja, renda do demandante, o preço do produto e de seu substituto ou complementar. O padrão nos estudos sobre turismo considera como variáveis explicativas para a demanda turística a renda, custo de transporte, preço relativo, taxa de câmbio e fatores qualitativos (LIM, 1997). A literatura considera que condições mercadológicas, sociais e culturais influenciam o comportamento dos viajantes, além de aspectos

relacionados à oferta, especialmente a montagem e comercialização dos produtos turísticos (ESCALONA, 1991). Variáveis econômicas, sociais e demográficas se inter-relacionam, influenciando as decisões sobre destinos e tempo de permanência do viajante (ALEGRE e POU, 2006), como evidenciam os artigos-resenha de LIM (1997) e LI, SONG e WITT (2005).

As viagens internacionais são consideradas um artigo de luxo (LIM, 1997; SMERAL, 2003; LANZA, TEMPLE e URGAL, 2003), o que torna a renda do país de origem uma variável explicativa importante, dado que a demanda é elástica à renda e a elasticidade no longo prazo maior que no curto prazo (LI, SONG e WITT, 2005). A relação positiva e estatisticamente significativa entre número de viajantes ou receita com turismo e renda é comprovada para mais de 70% das estimativas na ampla meta-análise efetuada em LIM (1999).

A taxa real de câmbio pode ser considerada uma aproximação do preço relativo da viagem ao país: a moeda local desvalorizada significa que visitar o país está mais barato, porque a mesma quantidade de moeda estrangeira comprará uma maior quantidade de moeda local (DEMIR, 2004). Como se trata de preço relativo, a queda ou aumento do custo no país de destino é correspondente a aumento ou queda do custo no país de origem ou outros destinos.

Na literatura de turismo há uma discussão sobre a utilização da relação entre índices de preços externos e domésticos e taxa de câmbio nominal como variáveis separadas, dada a possibilidade de colinearidade entre a variação da taxa de câmbio e o diferencial entre taxas de inflação doméstica e externa. Esta discussão é aprofundada em VANEGAS e CROES (2000), que empregam em sua estimativa a relação entre os índices de preços e a taxa de câmbio nominal como variáveis explicativas. Do ponto de vista econômico é claro que a utilização da taxa de câmbio real é a medida adequada, por capturar o poder de compra da moeda de um país em relação a outro. A utilização de preços e câmbio nominal como variáveis separadas é explicitado em resenhas como LIM (1997) e LI, SONG e WITT (2003) e testada, por exemplo, em LIM e McALEER (2001).

A taxa de câmbio real é mais adequada do que a relação entre índices de preços como indicador do preço relativo, porque no cálculo da taxa real de câmbio são consideradas tanto as evoluções dos preços domésticos e externos, como da taxa nominal de câmbio. Como existe rigidez de preços, pelo menos no curto prazo, a paridade do poder de compra não se mantém durante todo o

tempo, e as mudanças do poder de compra das diferentes moedas são captadas pela taxa real de câmbio.

O efeito da renda no país de origem sobre as receitas pode se dar de duas formas: através do valor gasto pelo viajante ou pelo número de viajantes ao país, ou uma combinação de ambos. Com maior renda o viajante pode estar disposto a gastar somas maiores quando estiver viajando, aumentando a quantidade consumida de produtos no destino. Quando a renda é maior o número de pessoas dispostas ou com condições de viajar aumenta, o que pode elevar o número de pessoas no destino, aumentando a demanda por produtos. O Produto Interno Bruto (PIB) ou o PIB per capita dos países emissores são as medidas usuais para a renda.

Exemplos de estudos aplicados a países são AKAL (2004) para a Turquia, LIM e MCALEER (2001) para a Austrália, HAN, DURBARRY e SINCLAIR (2006) para as viagens dos Estados Unidos para a Europa. Mais amplamente, CRUZ, ROLIM e HOMSY (2006), utilizando dados em painel, mostram a importância da renda, do câmbio, da proporção da população com idade superior a 65 anos e de fatores de risco associados à viagem. DE MELLO e FORTUNA (2005) analisaram a demanda de turismo inglesa para a Espanha, Portugal e França no período entre 1969 e 1997 considerando um modelo flexível e dinâmico que considera a possibilidade de formação de hábito, o que é importante para a verificação de ocorrência de curva J e histerese (MEURER, MOURA e DA SILVA, 2005).

Aspectos metodológicos específicos da demanda turística são discutidos, entre outros, em BURGER, DOHNAL, KATHRADA e LAW (2001), CHAN, LIM e McALEER (2005), SONG, WITT e JENSEN (2003) e SANTOS (2006).

A literatura sobre o comportamento e previsão das receitas com viagens internacionais no Brasil ainda é pouco extensa, ao contrário do que acontece com outros países do mundo. Para o Brasil, utilizando dados trimestrais a partir de 1995, RABAHY, SILVA e VASSALLO (2007, 2008) encontram que as despesas efetuadas por brasileiros com viagens internacionais são sensíveis à taxa câmbio real e à renda doméstica, enquanto as receitas são sensíveis apenas à renda externa. Com dados desagregados existem os trabalhos de RABAHY (1990, 1992 e 2003) em que há um tratamento analítico e quantitativo para as viagens de argentinos e alemães ao Brasil.

3. Dados, resultados e análise

3.1 Dados

A figura 1 mostra as variáveis utilizadas, em suas unidades originais. Os dados cobrem o período de 1970 a 2007. O número de viajantes estrangeiros chegados ao Brasil a cada ano, N , é publicado pelo EMBRATUR (Instituto Brasileiro de Turismo). Pode se observar que o número de estrangeiros apresenta um crescimento lento até a segunda metade da década de 1990, quando se acelera, chegando próximo a seis milhões de pessoas, e estagna nesse nível. Há problemas metodológicos com a contagem do turismo receptivo que podem ter levado à superestimação do número de visitantes, especialmente até 2003, o que exige certo conservadorismo na análise dos resultados.

A receita por viajante, RECPV é o resultado da divisão da receita real total pelo número de viajantes que chegaram ao país em cada ano. A receita real em dólares foi obtida no balanço de pagamentos, publicado pelo Banco Central do Brasil, sendo o efeito da inflação eliminado utilizando o índice de preço ao consumidor (CPI) dos Estados Unidos.

O valor da receita por viajante é declinante até a década de 1980, na qual chega a ficar abaixo de 100 dólares por vários anos. A receita real por viajante cresce fortemente com a mudança no mercado cambial em 1989, ultrapassando 2.000 dólares por viajante em 1990. Na segunda metade da década de 1990 a receita média por viajante permanece em torno de 500 dólares e a partir daí cresce para aproximar-se de 1.000 dólares do final do período analisado.

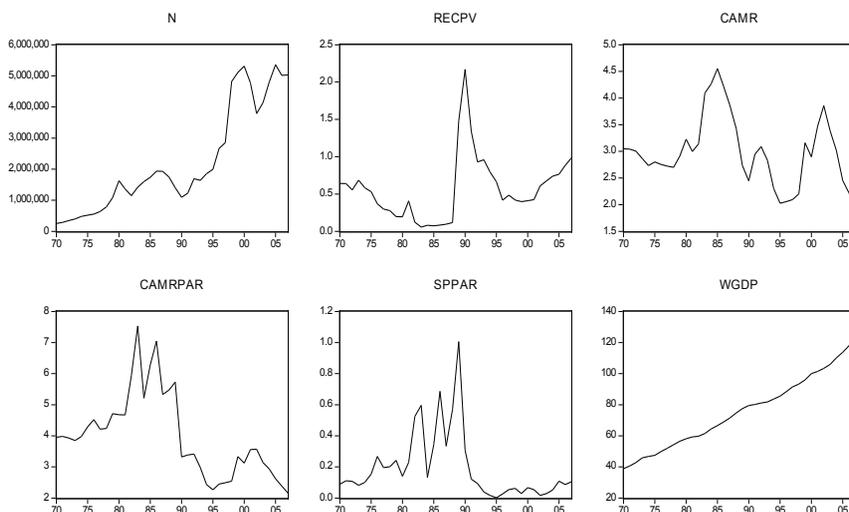
Os dados para o cálculo da taxa real de câmbio foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br). A taxa de câmbio real, CAMR, é calculada multiplicando a média no ano da taxa nominal de câmbio (em reais por dólar) pelo índice de preços dos Estados Unidos (CPI) e dividido pelo índice de preços do Brasil (IGP-DI) e está expressa em valores de 2007, porque os índices de preços foram fixados em 1 no último período. Com esta construção um aumento em CAMR corresponde a uma depreciação da moeda brasileira. Os períodos em que a moeda brasileira

está mais desvalorizada são a década de 1980 e o início dos anos 2000. A utilização do índice de preços ao consumidor para a os Estados Unidos e do IGP-DI para o Brasil não é a ideal do ponto de vista teórico, porque o IGP-DI é uma composição de preços no atacado, ao consumidor e da construção civil.

O problema prático que existe é a ausência de um índice de preços ao consumidor de abrangência nacional até 1979. Esta é uma questão tratada extensamente na literatura, que emprega uma diversidade de alternativas, todas envolvendo algum grau de arbitrariedade (PEREIRA e HOLLAND, 1999; KANNEBLEY JR, 2003; FREIXO e BARBOSA, 2004). A utilização de uma taxa de câmbio agregada é necessariamente limitada como indicador de preço do produto viagem internacional no país e em comparação com seus substitutos e complementares, que seria melhor captado a partir de taxas de câmbio reais bilaterais, o que sugere a extensão da pesquisa para dados desagregados.

Também foi incluído o *spread* do câmbio paralelo em relação ao oficial, SPPAR, porque é possível que nem todas as receitas circulem pelos mercados legais. O *spread* é a média no ano, calculada a partir da série de câmbio paralelo do Ipeadata (www.ipeadata.gov.br). O *spread* tem tendência de crescimento a partir do início do período até atingir o máximo de 100% em 1989, quando cai e passa a oscilar entre 0 e 10%. Esta variável reflete as restrições de balanço de pagamentos pelas quais o Brasil passou, especialmente na década de 1980, a maior ou menor instabilidade macroeconômica e as alterações no mercado cambial ao longo do período.

WGDP é índice do PIB mundial, obtido no Relatório de Comércio Mundial da Organização Mundial do Comércio – OMC (www.wto.org). O dado está expresso em número-índice, com base ano 2000 = 100 e mostra tendência de crescimento ao longo do tempo. Esta *proxy* não é perfeita para representar o PIB dos países emissores de viajantes para o Brasil porque a ponderação dificilmente seria a mesma. RABAHY, SILVA e VASSALLO (2007, 2008) utilizam o crescimento do comércio internacional como *proxy* para a renda externa.

Figura 1 - Variáveis utilizadas - dados anuais- 1970 a 2007

Fontes: N: Embratur; RECPV: Calculado a partir de dados do Embratur e Banco Central do Brasil; CAMR: Calculado a partir de dados do Ipeadata; CAMRPAR: Calculado a partir de dados do Ipeadata; SPPAR: Ipeadata; WGDP: Organização Mundial do Comércio.

Para a análise econométrica as variáveis foram utilizadas em logaritmos naturais, explicitado no prefixo L no nome das variáveis, com exceção do spread da taxa de câmbio do mercado paralelo em relação ao oficial, SPPAR, que foi expressa em percentual. A utilização da primeira diferença das variáveis é explicitada pelo prefixo D em frente ao nome da variável. A utilização das variáveis em logaritmos é conveniente porque, além de suavizar as séries originais, no caso de estimativas em nível o coeficiente é a elasticidade. No caso de utilização das séries em diferenças, a diferença da série expressa em logaritmos é uma aproximação da variação percentual.

Para evitar o problema de regressão espúria foi efetuado o teste ADF para raiz unitária, cujos resultados são apresentados na tabela 1. Os testes foram efetuados com inclusão de constante e sem tendência determinística, à exceção da série DLCAMRPAR. Para esta série o teste foi efetuado sem constante e sem tendência, o que é plausível com as modificações ocorridas na diferença entre a taxa de câmbio oficial e o *spread* do câmbio paralelo, que se alterou ao longo do período. Todas as variáveis são estacionárias em primeiras

diferenças, ou seja, $I(1)$. Estes resultados dos testes ADF são confirmados pelo teste PP, à exceção de SPPAR, que é estacionária em nível pelo teste PP. O resultado do teste de raiz unitária para o *spread* do câmbio paralelo deve ser consequência das mudanças ocorridas no mercado cambial, com a sua liberalização. Isto pode ter gerado uma quebra estrutural na série, mas a amostra é muito curta para que isto possa ser testado através dos procedimentos sugeridos por PERRON (1989, 1990). A estratégia conservadora utilizada no artigo foi realizar as estimativas com as séries em nível e em primeira diferença, para captar as restrições de balanço de pagamentos e instabilidade macroeconômica que a variável pode estar refletindo.

Tabela 1 - Resultados do teste ADF para raízes unitárias - 1970 a 2007

Variável	Defasagens	t crítico 5%	t crítico 1%	t ADF	Prob. t
LCAMR	1	-2,945842	-3,626784	-2,174462	0,2186
DLCAMR	0	-2,945842	-3,626784	-2,945842	0,0017
LN	0	-2,943427	-3,621023	-1,819618	0,3655
DLN	0	-2,945842	-3,626784	-4,499061	0,0010
LWGDP	1	-2,945842	-3,626784	-0,868773	0,7866
DLWGDP	0	-2,945842	-3,626784	-3,559417	0,0118
SPPAR	3	-2,951125	-3,639407	-1,985167	0,2916
SPPAR (teste PP)	4	-2,943427	-3,621023	-3,029606	0,0413
DSPPAR	1	-2,948404	-3,632900	-8,054747	0,0000
LRECPV	0	-2,943427	-3,621023	-1,761840	0,3929
DLRECPV	0	-2,945842	-3,626784	-5,090342	0,0002
LCAMRPAR	0	2,943427	-3,621023	-0,966467	0,7550
DLCAMRPAR	2	-1,951000	-2,634731	-1,980700	0,0469

3.2 Número de viajantes

Como pode ser observado na figura 1, há uma tendência de expansão do número de viajantes ao Brasil, forte durante a década de 1970, estagnação e oscilação nos anos 1980, nova expansão na década de 1990 e nova estagnação nos anos 2000. A taxa de câmbio real é volátil em todo o período analisado, especialmente a partir da década de 1980. O PIB mundial tem crescimento em todo o período. O *spread* do câmbio paralelo é crescente e elevado até a liberalização do mercado cambial, acompanhando a situação do balanço de pagamentos do país. O efeito do *spread* do câmbio paralelo, por um lado, é o de aumentar a quantidade de moeda local recebida pelo viajante estrangeiro, o que significaria uma perda adicional de valor da moeda local, tornando

mais atraente a viagem ao país. Por outro, o *spread* pode estar captando a instabilidade macroeconômica no país, que desencorajaria as viagens ao país. O que se busca é verificar a influência dessas variáveis sobre o número de viajantes estrangeiros que chegam ao Brasil.

Como as variáveis LN, LCAMR, LWGDP e SPPAR são integradas de primeira ordem, I(1), de acordo com os resultados dos testes de raiz unitária mostrados na tabela 1, foi inicialmente feito o teste de Johansen para verificar a existência de cointegração entre as variáveis, cujo resultado é mostrado na tabela 2. Com base no critério de Schwarz foi utilizada uma defasagem no VAR. A 5% de significância existe uma relação de cointegração.

**Tabela 2 - Resultado do teste de cointegração de Johansen
Variáveis LN, LCAMR, LWGDP e SPPAR**

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor Crítico (0,05)	Probabilidade
Nenhuma	0.471626	51.44446	47.85613	0.0221
No máximo 1	0.392655	28.47823	29.79707	0.0704
No máximo 2	0.243319	10.52652	15.49471	0.2424
No máximo 3	0.013498	0.489242	3.841466	0.4843

A relação de cointegração estimada é: $LN = 0.148510*LCAMR + 2.984244*LWGDP + 0.543224*SPPAR$.

Os sinais dos coeficientes da equação de longo prazo são os esperados, indicando que uma depreciação da moeda brasileira aumenta o número de viajantes ao Brasil. Um aumento do PIB mundial gera aumento no número de viajantes ao Brasil, porque maior número de indivíduos com renda para viajar ou maior renda dos potenciais viajantes. A relação positiva entre o *spread* do mercado paralelo e o número de viajantes pode ser explicada pelo fato de um aumento do *spread* significar uma depreciação adicional da moeda brasileira, caso a moeda estrangeira seja vendida no mercado paralelo, o que ocorria até a liberalização do mercado cambial e criação do câmbio turismo em 1989. Esta hipótese é condizente com os dados das receitas com viagens, que apresentam forte elevação em 1989, não acompanhada pelo número de viajantes. Em termos financeiros, a escolha do mercado oficial ou paralelo para a operação de conversão de divisas em moeda brasileira equivale a uma

arbitragem, sendo escolhido o mercado mais interessante. Este resultado indica que o efeito financeiro do *spread* é dominante em relação ao efeito negativo associado à instabilidade macroeconômica.

Na estimação da equação de curto prazo foram utilizadas as variáveis explicativas e a variável independente com uma defasagem. O modelo estimado foi

$$\begin{aligned} \text{DLN}_t = & a + b\text{DLN}_{t-1} + c\text{DLCAMR}_t + d\text{DLCAMR}_{t-1} + e\text{DLWGDPT}_t \\ & + f\text{DLWGDPT}_{t-1} + g\text{MCE} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

A equação (1) explica a variação do logaritmo natural do número de viajantes, uma aproximação da sua variação percentual, em função desta própria variável defasada em um período, da variação da taxa real de câmbio contemporânea e defasada em um período e da variação do PIB mundial corrente e defasada em um período, além do mecanismo de correção de erro. Seguindo o método geral-específico (HENDRY, 2001), foram excluídas as variáveis não estatisticamente significantes ao nível de 10%. Este procedimento foi seguido em todas as estimativas. Os resultados são apresentados na tabela 3. Os sinais corresponderam aos esperados e os resíduos são bem comportados. O teste para estabilidade conjunta e individual não rejeitou a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes. O *spread* do câmbio paralelo não foi estatisticamente significativo, mas é possível que algum efeito esteja sendo captado através do mecanismo de correção de erro. Uma alteração de 1% na depreciação da moeda brasileira causa uma elevação de 0,45% na variação do número de viajantes estrangeiros ao Brasil. A alteração do número de viajantes estrangeiros ao Brasil é mais sensível ao crescimento do PIB mundial, em que uma alteração na variação do PIB mundial gera o dobro de variação no número de viajantes ao Brasil. Este resultado é consistente com a literatura internacional (LI, SONG e WITT, 2005) e para o Brasil (RABAHY, SILVA e VASSALLO, 2007, 2008). O termo auto-regressivo é estatisticamente significativo, mas a taxa de câmbio e o PIB mundial são significativos apenas contemporaneamente, mostrando o rápido ajuste dos viajantes às alterações no cenário macroeconômico. O mecanismo de correção de erro (MCE) indica que 19% do afastamento da relação de longo prazo entre as variáveis é

corrigido a cada ano, que pode incorporar o ajustamento mais lento de parte da variação do número de viajantes às variáveis consideradas.

O termo auto-regressivo pode ser explicado como ajustamento parcial ao nível de demanda desejado, que não seria atingido no mesmo período em que ocorrem as alterações nas variáveis explicativas (VANEGAS E CROES, 2000).

**Tabela 3 – Resultado da estimação da equação de curto prazo
Variável independente D(LN) – 1972 a 2007**

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Prob.
D(LN(-1))	0.326285	0.182232	1.790493	0.0828
D(LCAMR)	0.452287	0.229066	1.974480	0.0570
D(LWGDP)	2.002101	0.942372	2.124534	0.0414
MCE	-0.189316	0.108950	-1.737641	0.0919

R quadrado: 0.208680
Durbin-Watson: 2.212099
R quadrado ajustado: 0.134494
Número de observações: 36
AR 1-2 test: $F(2,30) = 0.95852$ [0.3949]
ARCH 1-1 test: $F(1,30) = 0.84412$ [0.3655]
Normality test: $\chi^2(2) = 2.3425$ [0.3100]
hetero test: $F(8,23) = 0.55004$ [0.8067]
hetero-X test: $F(14,17) = 0.65632$ [0.7843]
RESET test: $F(1,31) = 1.6569$ [0.2075]

Quando é testada a cointegração entre as variáveis sem a inclusão de SPPAR não há cointegração e a equação de curto prazo correspondente perde essa informação. Por isso esses resultados não são apresentados.

Tendo em vista o resultado contraditório entre o teste ADF e PP para o *spread* do câmbio paralelo, também foi testada a cointegração entre as variáveis excluindo SPPAR e utilizando a taxa de câmbio real do câmbio paralelo, LCAMRPAR, como a variável para o câmbio. Novamente o critério de Schwarz indicou a utilização de uma defasagem para o VAR. O teste de Johansen indica a presença de uma relação de cointegração entre as variáveis, como pode ser observado na tabela 4.

Tabela 4 – Resultado do teste de cointegração de Johansen
Variáveis: LN, LCAMRP, LWGDP – 1970 a 2007

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do Traço	Valor crítico (0,05)	Probabilidade
Nenhuma	0.493013	33.17163	29.79707	0.0197
No máximo 1	0.209722	8.717883	15.49471	0.3921
No máximo 2	0.006771	0.244567	3.841466	0.6209

A equação de longo prazo estimada é: $LN = 0,62096 * LCAMRP + 3,289666 * LWGDP$. Os sinais das variáveis na equação de longo prazo são teoricamente consistentes, mostrando o número de viajantes elástico ao PIB mundial e inelástico em relação ao câmbio paralelo.

O modelo de curto prazo estimado é o mesmo da equação (1), com a substituição de $DLCAMR$ por $DLCAMRP$. Como pode ser observado na tabela 5, as estimativas da equação de curto prazo são consistentes com a anteriormente estimada. Não foi rejeitada a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes em conjunto e individuais.

O efeito auto-regressivo e do PIB mundial são maiores neste modelo, enquanto o efeito do câmbio paralelo, de 0,42, é próximo da estimativa para o câmbio oficial, 0,45. O mecanismo de correção de erro apresenta o sinal negativo esperado e a sua magnitude indica que 29% dos afastamentos do equilíbrio de longo prazo são corrigidos a cada ano.

Tabela 5 – Resultado da estimação da relação de curto prazo
Variável independente: DLN – 1972 a 2007

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t-Statistic	Prob.
D(LN(-1))	0.417354	0.192312	2.170191	0.0375
D(LCAMRP)	0.423125	0.210074	2.014172	0.0525
D(LWGDP)	1.826988	0.933600	1.956929	0.0591
MCE	-0.289058	0.144854	-1.995506	0.0546
R quadrado: 0.199312		Durbin-Watson: 2.089387		
R quadrado ajustado: 0.124248		Número de observações: 36		
AR 1-2 test: $F(2,30) = 0.26182 [0.7714]$				
ARCH 1-1 test: $F(1,30) = 0.25434 [0.6177]$				
Normality test: $\chi^2(2) = 4.3664 [0.1127]$				
hetero test: $F(8,23) = 0.25304 [0.9749]$				
hetero-X test: $F(14,17) = 0.21144 [0.9973]$				
RESET test: $F(1,31) = 1.9376 [0.1738]$				

O teste de inclusão (*encompassing*), mostrado na tabela 6, indica que o modelo com câmbio oficial não inclui o modelo com câmbio paralelo, enquanto há alguma indicação de que o modelo com câmbio paralelo inclui o modelo com câmbio oficial. Portanto, há uma indicação de superioridade do modelo com câmbio paralelo, embora não seja conclusivo.

Tabela 6 – Resultado do teste de inclusão (*encompassing*)

Teste	Modelo com câmbio oficial vs modelo com câmbio paralelo (tabela 3)	Modelo com câmbio paralelo vs modelo com câmbio oficial (tabela 5)
Cox	$N(0,1) = -2.404 [0.0162]$	$N(0,1) = -1.923 [0.0545]$
Ericsson IV	$N(0,1) = 2.143 [0.0321]$	$N(0,1) = 1.732 [0.0833]$
Sargan	$\text{Chi}^2(2) = 2.0426 [0.3601]$	$\text{Chi}^2(2) = 1.6880 [0.4300]$
Joint Model	$F(2,30) = 1.0228 [0.3718]$	$F(2,30) = 0.83529 [0.4436]$

3.3 Receita por viajante

A receita média por viajante, obtida a partir da receita total no balanço de pagamentos, tem tendência de queda até 1988, sobe fortemente em 1989 e 1990, quando passa a cair novamente, até 1999, quando passa a subir até 2007.

Utilizando o critério de Schwarz testou-se a ocorrência de cointegração com uma defasagem no VAR e não foi possível rejeitar a hipótese nula de nenhuma relação de cointegração entre as variáveis, como pode ser observado na tabela 7.

**Tabela 7 – Resultado do teste de cointegração
Variáveis LRECPV, LCAMR, LWGDP e SPPAR – 1972 a 2007**

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico (0,05)	Probabilidade
Nenhuma	0.479305	42.67319	47.85613	0.1407
No máximo 1	0.269063	19.17990	29.79707	0.4801
No máximo 2	0.187480	7.896488	15.49471	0.4765
No máximo 3	0.011663	0.422335	3.841466	0.5158

Como não há indicação de cointegração entre as variáveis mas a maioria das séries não é estacionária, o modelo de curto prazo estimado foi estimado com as séries não-estacionárias em primeiras diferenças:

$$\begin{aligned} \text{DLRECPV}_t = & a + b \text{DLRECPV}_{t-1} + c \text{DLCAMR}_t + d \text{DLCAMR}_{t-1} + e \text{DLWGDPT} \\ & + f \text{DLWGDPT}_{t-1} + g \text{DSPPAR}_t + h \text{DSPPAR}_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

A equação (2) explica a variação na receita por viajante em função da receita por viajante defasada em um período bem como das variações da taxa de câmbio, PIB mundial e spread do câmbio paralelo contemporâneos e defasados em um período. O resultado da estimativa da equação de curto prazo com as variáveis em primeiras diferenças apresentou apenas a taxa de câmbio real contemporânea estatisticamente significativa.

O resultado é consistente com as estimativas anteriores, mostrando um forte efeito inverso entre a taxa de câmbio e a receita por viajante, como pode ser observado na tabela 8. O teste para estabilidade do coeficiente não rejeitou a hipótese nula de estabilidade. Uma alteração de 1% na depreciação da moeda brasileira leva a uma queda de 1,85% na variação da receita por viajante. As apreciações da moeda brasileira estão associadas a elevações da receita por viajante e as depreciações a uma redução da receita por viajante.

Tabela 8 - Resultado da estimação de curto prazo
Variável dependente: DLRECPV – 1971 a 2007

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t-Statistic	Prob.
DLCAMR	-1.848161	0.638330	-2.895305	0.0064
R quadrado: 0.188496		Durbin-Watson: 1.872569		
R quadrado ajustado: 0.188496		Número de observações: 37		
AR 1-2 test: F(2,33) = 0.12947 [0.8790]				
ARCH 1-1 test: F(1,33) = 0.12331 [0.7277]				
Normality test: Chi ² (2) = 18.499 [0.0001]				
hetero test: F(2,32) = 3.9087 [0.0303]				
hetero-X test: F(2,32) = 3.9087 [0.0303]				
RESET test: F(1,34) = 2.4197 [0.1291]				

O modelo da equação (2) para a receita por viajante também foi estimada utilizando a taxa de câmbio real do mercado paralelo no lugar do câmbio oficial, cujo resultado é mostrado na tabela 9. Novamente, partindo da equação geral, somente a variável para câmbio é estatisticamente significativa. Para esta estimativa também não há indícios de instabilidade do coeficiente estimado.

Tabela 9 – Resultado da estimação de curto prazo
Variável dependente DLRECPV – 1971 a 2007

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLCAMRPAR	-0.921016	0.543481	-1.694659	0.0988
R quadrado: 0.073448		Durbin-Watson: 1.894573		
R quadrado ajustado: 0.073448		Número de observações: 37		
AR 1-2 test: $F(2,33) = 0.47631$ [0.6253]				
ARCH 1-1 test: $F(1,33) = 0.038486$ [0.8457]				
Normality test: $\chi^2(2) = 41.767$ [0.0000]				
hetero test: $F(2,32) = 0.24406$ [0.7849]				
hetero-X test: $F(2,32) = 0.24406$ [0.7849]				
RESET test: $F(1,34) = 0.64997$ [0.4257]				

O coeficiente próximo à unidade e com sinal negativo é um resultado interessante, pois confirma a discussão anterior de que os gastos não têm relação muito forte com o preço em moeda doméstica. Efetuando um teste de Wald para a igualdade do coeficiente a -1 não foi possível rejeitar a hipótese nula de igualdade. Sendo igual a -1 o coeficiente da influência da taxa de câmbio real para a receita por viajante mostra que as alterações da taxa de câmbio não afetariam o gasto em moeda doméstica, ou seja, o que o viajante estrangeiro gasta não dependeria do seu preço medido em moeda local. Este resultado também é indicativo de que os viajantes estrangeiros utilizaram o mercado paralelo para converter a moeda estrangeira em moeda doméstica e absorvem grande parte das alterações dos custos relativos da viagem no Brasil gerados pela variação na taxa real de câmbio.

Todos os resultados das estimativas mostraram que a utilização da variável taxa de câmbio defasada não é estatisticamente significativa. Embora seja provável que a taxa de câmbio defasada influencie a decisão de viagem, como afeta exportações e importações, este efeito não é detectado para

a defasagem de um ano. De fato, com dados trimestrais é encontrado este efeito (RABAHY, SILVA e VASSALLO, 2007 e 2008), o que indica que o planejamento das viagens internacionais não excede o horizonte de um ano.

4. Conclusão

No período analisado o comportamento do número de viajantes estrangeiros ao Brasil e da receita por viajante apresentam resultados interessantes, refletindo a variedade de situações que afetaram a economia brasileira. Percebe-se uma clara influência da taxa de câmbio e do PIB mundial sobre o número de viajantes que chegam ao Brasil, com a relação esperada de que apreciações da moeda brasileira causam variação negativa no número de viajantes, enquanto a expansão da economia mundial o aumenta.

O efeito do câmbio, entretanto, é apenas contemporâneo. A ausência de efeito estatisticamente significativo do câmbio defasado é decorrente da utilização dos dados em frequência anual, mostrando que o horizonte de planejamento das viagens não excede um ano, enquanto para dados trimestrais já existe o efeito defasado (RABAHY, SILVA e VASSALLO, 2008). O número de viajantes estrangeiros reage à taxa de câmbio, mas esta demanda não é muito sensível, o que é consistente com outros resultados, como RABAHY, SILVA e VASSALLO (2008). Nesse trabalho é encontrada maior sensibilidade do número de viajantes da Argentina ao Brasil em relação à taxa de câmbio em comparação com os viajantes dos Estados Unidos. O motivo para isto deve estar relacionado com o fato de o deslocamento representar menor parte do gasto total para países próximos geograficamente. Neste caso, estes viajantes serão mais sensíveis às variações de custos gerados pelo câmbio, porque os gastos no destino representam maior parcela do conjunto consumido.

O resultado das estimativas para as receitas por viajante, tanto utilizando a taxa de câmbio real do dólar no mercado oficial quanto no paralelo indica que o gasto medido em moeda estrangeira se ajusta à taxa de câmbio. Considerando que o nível de preços no Brasil é inferior ao dos países desenvolvidos, os resultados obtidos podem indicar que o que está sendo consumido pelos estrangeiros no Brasil é um conjunto relativamente fixo de serviços, que tem conseqüências para o planejamento e tomada de decisão empresarial e governamental na área de turismo receptivo.

Uma explicação possível para a relação inversa entre receita por viajante e a taxa de câmbio é que uma vez tomada a decisão de viajar ao país a demanda passa a ser pouco sensível ao câmbio, o que pode significar que o produto consumido pelo viajante estrangeiro no país não muda muito com mudanças de preços, o que abre a possibilidade de aumento da receita pela sua diferenciação.

Os resultados deste artigo sugerem que pode ser interessante expandir o estudo utilizando dados desagregados por países, através de um modelo em painel, que considere as variáveis de cada país emissor e suas possíveis distintas reações às variáveis explicativas, além de dados em frequência mais elevada.

Macroeconomic determinants of the number of foreign travelers to Brazil and revenue per traveler

Abstract: International traveling is an important part of the economies, because of the volume of revenues it generates and the importance in the balance of payments. In this paper the behavior of the number of international travelers to Brazil, and the spending per traveler are analyzed. These variables are influenced by macroeconomic variables such as income and exchange rate, which account for the affordability of spending and the relative cost in comparison to alternative destinations. Annual data from 1970 to 2007 were used. It is concluded that the number of travelers to Brazil has a positive relation with world GDP and depreciations of the Brazilian currency. Revenues per traveler have a negative relation with exchange rates depreciation. The results could mean that foreign travelers to Brazil buy almost always the same basket of products. After the decision of traveling is made, influenced by the exchange rate, the expenditures are less sensitive to their cost in foreign currency.

Key words: International traveling revenues, real exchange rate, Brazil, number of travelers, revenue per traveler

JEL: F14, E21

Referências bibliográficas:

- AKAL, Mustafá. Forecasting Turkey's tourism revenues by ARMAX model. *Tourism Management*, v. 25, pp. 565-580, 2004.
- ALEGRE, Joaquin e POU, Llorenç. The length of stay in the demand for tourism. *Tourism Management*, v. 27, pp. 1343-1355, 2006.
- BURGER, C.J.S.C.; DOHNAL, M.; KATHRADA, M. e LAW, R. A practitioners guide to time-series methods for tourism demand forecasting: a case study of Durban, South Africa. *Tourism Management*, v. 22, pp. 403-409, 2001.
- CHAN, Felix; LIM, Christine e McALEER, Michael. Modelling multivariate international tourism demand and volatility. *Tourism Management*, v. 26, pp. 459-471, 2005.
- CRUZ, Márcio J.V.; ROLIM, Cássio F.C. e HOMSY, Guilherme V. Identificação dos Principais Determinantes do Turismo Internacional. *Ipea*, Texto para discussão 1149, 2006.
- CRUZ, Márcio. J. V. e CURADO, M. L.. Los viajes internacionales en la balanza de pagos de Brasil a lo largo del plano real: Un análisis de su desempeño y del impacto de la tasa de cambio. *Estudios y perspectivas del turismo*, Buenos Aires, v. 14, pp. 142-168, 2005.
- DE MELLO, M. e FORTUNA, N. Testing alternative dynamic systems for modelling tourism demand. *Tourism Economics*, v. 11, n. 4, pp. 517-537, 2005.
- DEMIR, C. How do Monetary Operations Impact Tourism Demand? The Case of Turkey. *International Journal of Tourism Research*. v. 6, n.2, pp. 113-117, 2004.
- EMBRATUR. *Anuário Estatístico Embratur*, Vários números. Brasília.
- EMBRATUR. *Estudo da Demanda Turística Internacional*. Vários números. Brasília.
- ESCALONA, Francisco Muñoz de. Crítica de la economía turística: Enfoque de oferta versus enfoque de demanda. Tese de doutorado, *Universidad Complutense de Madrid*, disponível em <http://www.eumed.net/tesis>, 1991.
- FAYED, H. e FLETCHER, J. Globalization of economic activity: Issues for tourism. *Tourism Economics*, v. 8, n.2, pp. 207-230, 2002.
- FREIXO, Cristiano Silveira e BARBOSA, Fernando de Holanda. Paridade do Poder de Compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil. *Economía*, v. 5, n.3, pp. 75-116, 2004.
- HAN, Zhongwei; DURBARRY, Ramesh e SINCLAIR, M. Thea. Modelling US tourism demand for European destinations. *Tourism Management*, v. 27, pp. 1-10, 2006.
- HENDRY, D. F. Achievements and challenges in econometric methodology, *Journal of Econometrics*, v. 100, pp. 7-10, (2001).
- IBGE. *Economia do Turismo: Uma perspectiva macroeconômica 2000-2005*. Rio de Janeiro, IBGE, 2007.

- KANNEBLEY JR., Sérgio. Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994. *Estudos Economicos*, v. 33, n. 4, pp. 735-769, 2003.
- LANZA, Alessandro; TEMPLE, Paul e URGA, Giovanni. The implications of tourism specialization in the long run: an econometric analysis for 13 OECD countries. *Tourism Management*, V. 24, pp. 315-321, 2003.
- LI, Gang; SONG, Haiyan e WITT, Stephen F. Recent Developments in Econometric Modeling and Forecasting. *Journal of Travel Research*, v.44, pp. 82-99, 2005.
- LIM, Christine e MCALEER, Michael. Forecasting Tourist Arrivals. *Annals of Tourism Research*, v. 28, n. 4, pp. 965-977, 2001.
- LIM, Christine. Review of international tourism demand models. *Annals of Tourism Research*, v. 24, n. 4, pp.835-849, 1997.
- LIM, Christine e McALEER, Michael. Cointegration analysis of Quarterly Tourism Demand by Hong Kong and Singapore for Australia. *Applied Economics*, v. 33, n. 12, pp. 1599-1621, 2001.
- MEURER, Roberto e LINS, Hoyêdo Nunes. Macroeconomia do Turismo Catarinense. *Turismo em Análise*, v. 19, 2008.
- MEURER, Roberto. O comportamento das receitas de viagens internacionais no Brasil: uma explicação macroeconômica. *Turismo em Análise*, v. 17, n. Especial, pp. 75-90, 2006.
- MEURER, Roberto; MOURA, Guilherme V. e DA SILVA, Sérgio. Travel hysteresis in the US current account after the mid-1980s, *Economics Bulletin*, Vol. 14, no. 2 ,pp. 1-10, 2005.
- PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, pp. 1361-1401.
- PERRON, P. (1990). Testinf for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business & Economics Statistics*, v. 8, n. 2, pp. 153-162.
- RABAHY, Wilson A. Modelo de predicción: Un proyecto experimental en Brasil, *Estudios y Perspectivas en Turismo*, v. 1, n. 3, pp. 198-215, 1992.
- RABAHY, Wilson Abrahão e REJOWSKI, Mirian. Experiência Brasileira em Contas Nacionais do Turismo, *Turismo em Análise*, v. 12, n. 2, novembro, pp. 32-42, 2001.
- RABAHY, Wilson Abrahão. Fundamentos Econômicos e Quantitativos no Planejamento Turístico. *Turismo em Análise*, v. 1, n. 1, maio, pp. 35-54, 1990.
- RABAHY, Wilson Abrahão; SILVA, José Carlos Domingos da e VASSALLO, Moisés Diniz. Relações determinantes sobre as despesas e receitas da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. *Turismo em Análise*, v. 19, n.2, pp. 293-306, 2008.

- RABAHY, Wilson Abrahão; SILVA, José Carlos Domingos da e VASSALLO, Moisés Diniz. Os efeitos assimétricos da taxa de câmbio real sobre a conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. *Boletim Informações FIPE*, n. 326, 2007.
- RABAHY, Wilson. *Turismo e Desenvolvimento*. Barueri, Ed. Manole, 2003.
- SANTOS, Glauber Eduardo de Oliveira. Modelos estatísticos no estudo do turismo: revisão dos principais métodos aplicados. *Caderno Virtual de Turismo*, v. 6, n.4, pp. 79-93, 2006.
- SMERAL, Egon. A Structural view on tourism demand. *Tourism Economics*, V. 9, N. 1, pp. 77-93, 2003.
- SONG, Haiyan; WITT, Stephen F. e JENSEN, Thomas C. Tourism forecasting: accuracy of alternative econometric models. *International Journal of Forecasting*. v. 19, pp. 23-141, 2003.
- UNWTO, *UNWTO World Tourism Barometer*, v. 8, n. 2, 2010.
- VANEGAS, Manuel; CROES, Robertico R. Evaluation of Demand – US Tourists to Aruba. *Annals of Tourism Research*, v. 27, n. 4, pp. 946-963, 2000.
- VARISCO, Cristina. Consideraciones metodológicas para el estudio de las variables económicas que inciden en la demanda turística, *Turismo em Análise*, v. 14, n. 2, Novembro, pp.53-66. 2003.

Recebido para publicação em junho de 2010

Aprovado para publicação em abril de 2011