

DETERMINANTES MACROECONÔMICAS DAS DESPESAS DE VIAGENS INTERNACIONAIS DO BRASIL*

Roberto Meurer**

Um aspecto da importância macroeconômica das viagens internacionais é a sua participação no balanço de pagamentos, geralmente deficitária no caso do Brasil. Neste trabalho se analisam as condicionantes macroeconômicas do número de viajantes brasileiros ao exterior e das despesas com viagens. Seguindo o padrão da literatura, são testadas as influências da taxa de câmbio e da renda. São utilizados dados para o período de 1980 a 2009. Os dados para o número de viajantes são anuais e para as despesas, anuais e trimestrais. Os resultados mostram efeito positivo da renda sobre o número de viajantes e as despesas. Apreciação (depreciação) da moeda brasileira está associada ao aumento (redução) do número de viajantes e das despesas. O efeito das variações no câmbio é maior nas despesas que no número de viajantes, o que pode indicar que há substituição de destinos quando o preço relativo da viagem, medido pela taxa de câmbio, se altera. Existe uma relação de longo prazo entre despesas, renda e câmbio. Afastamentos desta relação são corrigidos na proporção de 26% a cada trimestre. O ajuste das despesas à taxa de câmbio é rápido, em até dois trimestres, o que pode decorrer da flexibilidade no planejamento e do pouco tempo necessário entre a tomada de decisão e a viagem.

Palavras-chave: despesas com viagens internacionais; número de viajantes; taxa de câmbio; renda; Brasil.

MACROECONOMIC DETERMINANTS OF BRAZILIAN INTERNATIONAL TRAVELING EXPENSES

The macroeconomic relevance of international traveling can be seen through its size in the balance of payments. In the Brazilian case this account uses to be in deficit. In this paper the macroeconomic determinants of the number of Brazilians traveling abroad and the expenses as captured by the balance of payments are analyzed. Following the literature income and exchange rate are the explanatory variables. Employed data are from 1980 to 2009. Data for number of travelers is annual and for expenses are annual and also quarterly. Results show a positive effect of income on both number of travelers and expenses. When the Brazilian currency appreciates (depreciates) the number of travelers and expenses are higher (lower). Changes in the exchange rate have a higher impact on expenses than on the number of travelers. This may be due to travelers changing their destination as a result of a change in relative prices, as measured by real exchange rate. There is a long run relationship between expenses, income and exchange rate. Departures from the long run relation are corrected at a rate of 26% per quarter. Expenses react fast to the exchange rate, in up to 2 quarters, probably due to the flexibility and short time needed between the planning and the traveling.

Keywords: international traveling expenses; number of travelers; exchange rate; income; Brazil.

* O autor agradece a dois pareceristas anônimos da PPP, cujas observações permitiram melhorar a qualidade do trabalho. Os erros remanescentes são, obviamente, de sua responsabilidade.

** Departamento de Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DE GASTOS DE VIAJES INTERNACIONALES DE BRASIL

Un aspecto de la importancia macroeconómica de los viajes internacionales es su participación en la balanza de pagos. Esta cuenta es por lo general deficitaria en el caso de Brasil. En este trabajo se analizan los determinantes macroeconómicos del número de viajeros brasileños al exterior y sus gastos. De acuerdo con la literatura, son testadas la influencia del tipo de cambio i de los ingresos. Utilizamos los datos para el período 1980-2009. Los datos correspondientes al número de viajeros son anuales i de los gastos son anuales y trimestrales. Los resultados muestran un efecto positivo de los ingresos sobre el número de viajeros y gastos. Apreciación (depreciación) de la moneda brasileña se asocia con un aumento (disminución) en el número de viajeros y el gasto. El efecto de cambios en el tipo de cambio es mayor en los gastos que en el número de viajeros, lo que puede indicar que hay sustitución de destinos cuando cambia el precio relativo del viaje, medido por el tipo de cambio. Hay una relación a largo plazo entre los gastos, el tipo de cambio y los ingresos. Desviaciones de esta relación se corrigen en la proporción de 26% cada trimestre. El ajuste de los gastos a cambios en el tipo de cambio es rápido, en dos trimestres, lo que puede deberse a la flexibilidad en la planificación y el poco tiempo que se necesita entre la toma de decisiones y los viajes.

Palabras clave: gastos con viajes internacionales; número de viajeros; tipo de cambio; ingresos; Brasil.

DETERMINANTS MACROECONOMIQUES DES DEPENSES DE VOYAGES INTERNATIONAUX AU BRÉSIL

Un des aspects de l'importance macroéconomique des voyages internationaux est la part qu'ils représentent dans la balance des paiements, généralement déficitaire dans le cas du Brésil. Dans cette étude, on fait l'analyse des déterminants macroéconomiques du nombre de voyageurs brésiliens à l'étranger et de leurs dépenses en voyages. Fondés sur les études d'autres auteurs du corpus, on a testé les influences de la fluctuation du taux de change et des revenus, avec des données couvrant la période 1980 – 2009. Les données du nombre de voyageurs sont annuelles et, pour les dépenses, annuelles et trimestrielles. Les résultats montrent un effet positif du revenu sur le nombre de voyageurs et les dépenses. L'estimation positive ou négative de la monnaie brésilienne est associée à l'augmentation ou la diminution du nombre de voyageurs et des dépenses. Les effets des variations de taux de change sont plus importants sur les dépenses que sur le nombre de voyageurs, ce qui peut indiquer qu'il y a substitution de la destination lorsque le coût relatif du voyage se trouve altéré par le taux de change. Il existe une relation sur le long terme entre dépenses, revenu et change. Les écarts de cette relation sont corrigés trimestriellement dans la proportion de 26%. L'ajustement des dépenses au taux de change est rapide, en à peine deux trimestres, ce qui peut résulter de la flexibilité de la planification et de l'espace de temps assez bref entre la prise de décision et le voyage.

Mots-clés: dépenses en voyages internationaux; nombre de voyageurs; taux de change; revenus; Brésil.

JEL: F32, F14, D12.

1 INTRODUÇÃO

A importância do estudo das viagens internacionais pode ser ilustrada pela magnitude do setor de turismo na economia mundial. Em 2009 o número de pessoas que visitou outros países foi de 880 milhões, que geraram uma receita de US\$ 852 bilhões (Unwto, 2010). Estes números são elevados, apesar de resultarem de uma queda de 4,2% no número de chegadas e de 5,7% na receita em comparação com 2008. Este comportamento de número de chegadas e receitas mostra a importância das variáveis macroeconômicas na determinação do comportamento dos viajantes e, por consequência, no desempenho econômico do setor. Especificamente em 2009, o setor sentiu o reflexo da recessão na economia mundial, decorrente da crise financeira que se espalhou pela economia mundial a partir do final de 2008. A crise econômica intensificou tendências estruturais no mercado de turismo, como efetivação mais tardia de reservas, realização de viagens para destinos mais próximos, de duração mais curta, e utilização da internet para pesquisas e reservas (Unwto, 2010). Na economia brasileira, as atividades características do turismo representaram 7,1% do setor de serviços e 3,6% do produto interno bruto (PIB) em 2006 (IBGE, 2009).

As viagens internacionais têm importância crescente no conjunto das relações econômicas do Brasil com o resto do mundo. As receitas geradas pelas viagens, contabilizadas na balança de serviços do balanço de pagamentos, foram superiores a US\$ 5 bilhões a partir de 2007, tendo triplicado em relação ao valor obtido no início da década de 1990. Apesar desta evolução de desempenho, o resultado da conta de viagens do Brasil é cronicamente deficitário. De 1947 a 2009, somente em três anos o resultado não é negativo. Um pequeno saldo positivo foi observado em 1989, 2003 e 2004. Em 2009, o valor das despesas aproximou-se de US\$ 11 bilhões, o quádruplo do valor observado nos anos de baixas despesas de 2003 e 2004 e superior em US\$ 4 bilhões ao pico anterior, entre US\$ 7 bilhões e US\$ 8 bilhões, observado em 1997 e 1998. A magnitude das despesas pode ser ilustrada pelo fato de representarem em média 17% das despesas com serviços entre 1970 e 2009 e 23% entre 1995 e 2009.

O resultado da conta de viagens internacionais reflete a distinta reação dos viajantes brasileiros e estrangeiros às variáveis macroeconômicas, especialmente à taxa de câmbio. Enquanto o número de brasileiros viajando ao exterior oscila em função do cenário macroeconômico, o número de estrangeiros chegando ao Brasil está estável. Com a moeda brasileira valorizada em relação às estrangeiras nos últimos anos, o resultado é um *deficit* crescente.

A literatura sobre as receitas com viagens e o número de chegadas é mais extensa que a sobre despesas, porque os benefícios gerados pela atividade turística dentro do país são muito mais claros que os custos das despesas. Isto não diminui

a importância macroeconômica das despesas, embora os efeitos microeconômicos sejam mais difusos. Um destes efeitos é sobre os ofertantes de turismo doméstico, haja vista que viagens dentro do país e ao exterior são substitutas em algum grau. Este trabalho procura verificar o impacto das variáveis macroeconômicas da taxa de câmbio e da renda sobre as despesas com viagens internacionais do Brasil e o número de viajantes brasileiros ao exterior.

A amostra utilizada é de 1980 a 2009, sendo dados anuais para o número de viajantes e anuais e trimestrais para as despesas. Na segunda seção do trabalho, é feita uma breve revisão da literatura sobre os determinantes das viagens. Na terceira seção, são analisados os dados e apresentados e discutidos os resultados das estimativas econométricas. As principais conclusões são apresentadas na quarta seção. Os resultados obtidos confirmam a importância das variáveis macroeconômicas para explicar o comportamento das despesas com viagens no período analisado. O efeito do câmbio é mais forte sobre as despesas que sobre o número de viajantes, indicando que os viajantes substituem destinos de viagens como resposta a mudanças em seus custos relativos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A base teórica dos estudos sobre demanda de turismo é a teoria do consumidor. Os determinantes usualmente considerados são a renda do país de origem; o preço relativo da viagem entre a origem, o destino e os substitutos; os custos de transporte; as tendências e os aspectos específicos, como publicidade e eventos (Lim, 1997). Nesta base microeconômica, a ampla literatura sobre a demanda de serviços turísticos considera que turismo é um bem de luxo (Muñoz, 2007). A elevada elasticidade do turismo internacional à renda e aos preços explica o seu grande crescimento a partir da Segunda Guerra Mundial, influenciado adicionalmente por outros fatores, como aumentos dos níveis de urbanização, educação e tempo livre (Crouch, 1995).

Há consenso sobre a importância de preços relativos e renda na determinação da demanda (Lim, 1997; Li, Song e Witt, 2005). As outras variáveis, especialmente o custo da viagem, são menos enfatizadas, pela dificuldade de se obterem dados exatos e porque as *proxies* utilizadas nem sempre apresentam resultados estatisticamente significantes (Li, Song e Witt, 2005). A demanda por turismo é geralmente medida pelos gastos dos turistas ou pelo número de chegadas, em termos agregados ou *per capita* (Song *et al.*, 2010). Em termos empíricos, este trabalho utiliza a abordagem geral-específico para a demanda de viagens de residentes da Austrália, do Reino Unido e dos Estados Unidos para Hong Kong, e conclui que os resultados para dados agregados são superiores aos *per capita*, além de constatarem formação de hábito e importância de renda e custo para a tomada de decisão.

Entre as variáveis explicativas mais importantes para a definição do preço relativo, a literatura utiliza-se de preços relativos entre países e taxa de câmbio, que podem ser variáveis distintas ou consideradas conjuntamente por meio da taxa real de câmbio (Lim, 1997; Vanegas e Croes, 2000). Do ponto de vista do consumidor do serviço, a decisão será tomada com base no preço a ser pago no país de destino, mas aferido em moeda do país de origem. Isto significa que o consumidor considera os preços que terá de pagar transformados em sua própria moeda, para o que a taxa real de câmbio é a medida mais adequada. O cálculo da taxa de câmbio real, que reflete os preços relativos considerados para a tomada de decisão dos viajantes, não é teoricamente perfeito, porque a cesta de produtos que compõe os gastos dos viajantes é complexa e não existem índices de preços do turismo, o que implica a aproximação do comportamento dos preços dos produtos consumidos pelos viajantes pelo índice de preços ao consumidor (Lim, 1997). Um dos motivos para a utilização da taxa de câmbio real, portanto, é a dificuldade de se conseguirem informações confiáveis sobre os preços dos produtos consumidos pelos turistas.

Além da dificuldade com o preço dos produtos consumidos no destino da viagem, outro problema envolvendo preços se refere ao custo do transporte. Como há dificuldade em saber o preço efetivamente pago pelo viajante pelo bilhete aéreo ou o custo em outras alternativas de transporte, esta variável é frequentemente omitida dos estudos (Lim, 1997). Por seu turno, há evidências de que este fator é reconhecidamente importante, especialmente para viagens de longa distância, embora o tratamento empírico não seja satisfatório (Prideaux, 2000).

Apesar de haver ênfase na estimação de receita, existem alguns estudos recentes para as saídas. Halicioglu (2010) estima a saída de turistas da Turquia utilizando séries temporais, e encontra relação de cointegração entre as saídas, a renda total e a taxa de câmbio real, e estima a correspondente equação de curto prazo. A saída é mais sensível à renda que à taxa de câmbio, e o mecanismo de correção de erro tem papel relevante como variável explicativa. Song, Romilly e Liu (2000) analisam a saída de turistas do Reino Unido e encontram uma elevada elasticidade em relação ao preço do substituto estrangeiro, baixa elasticidade em relação ao substituto doméstico e elevada elasticidade em relação à renda, utilizando a metodologia geral-específico. Coshall (2006) analisa as saídas do Reino Unido por via aérea para vinte destinos, utilizando séries temporais, e com foco em capacidade preditiva de modelos univariados.

Apesar da base microeconômica para a análise da demanda de turismo, nas análises empíricas a ênfase da literatura é nas determinantes macroeconômicas, buscando a relação entre as variáveis. A volatilidade das séries também pode ser uma questão a ser considerada, para o que têm de ser considerados os testes econômicos adequados. Por exemplo, Park e Jei (2010) estimam modelos da família

GARCH (modelo autorregressivo com heterocedasticidade generalizado) para o influxo de turistas para a Coreia do Sul.

Obviamente, as possibilidades de análise são limitadas pela disponibilidade de dados. Isto tem consequências práticas na indústria do turismo, como na alteração de preços considerando alterações nos preços relativos de destinos concorrentes. Esta discussão está presente em Cortes-Jimenez, Durbarry e Pulina (2009), que empregam dados mensais para a demanda de turismo italiana, considerando outros destinos europeus, utilizando modelos de longo prazo (estáticos) e de curto prazo (dinâmicos).

Quando há disponibilidade de dados, uma discussão metodológica envolvida nos estudos é decorrente de as estimativas para a demanda poderem ser efetuadas utilizando-se os dados agregados ou estimando as demandas desagregadas e agregando os resultados para chegar ao resultado total. Santos (2009) compara estas alternativas para a demanda de turismo na Espanha com base em modelos de séries temporais univariados, e conclui que as estimativas desagregadas geram resultado levemente superior para previsões fora da amostra.

Ainda em relação à metodologia, as análises econométricas podem ser efetuadas com dados em *cross-section* ou séries temporais (Halicioglu, 2010). Os avanços da econometria de séries temporais nas últimas décadas tornaram mais comum a utilização da análise de séries temporais. Em anos recentes, tem se ampliado a utilização de dados em painel, embora não seja a regra, porque é mais comum a utilização de dados agregados ou bilaterais. Exemplos de utilização de dados em painel são Muñoz (2006) e Sakai, Brown e Mak (2000). Uma característica recente nos estudos de demanda turística é uma maior diversidade de métodos, mas não há superioridade estabelecida para algum deles (Song e Li, 2008).

Para o Brasil também ocorre a maior ênfase nas receitas e chegadas de viajantes. Os estudos pioneiros sobre a demanda são de Rabahy (1990; 1992; 2003), em que são estimados os determinantes da chegada de turistas argentinos e alemães ao Brasil. Em Cruz e Curado (2005) são analisados os efeitos da taxa de câmbio sobre a conta de viagens internacionais no balanço de pagamentos utilizando séries temporais. Rabahy, Silva e Vassallo (2007; 2008) estudam o efeito de renda e câmbio sobre despesas e receitas, concluindo que o câmbio tem maior influência sobre as despesas que sobre as receitas com viagens, utilizando econometria de séries temporais. Meurer (2006) trata as receitas e o número de chegadas de estrangeiros ao Brasil de maneira descritiva. Meurer e Lins (2008) analisam o turismo de argentinos em Santa Catarina utilizando coeficientes de correlação.

3 METODOLOGIA E DADOS

O trabalho utiliza séries anuais e trimestrais. As séries utilizadas, a sua fonte e o tratamento dado aos dados são mostrados no quadro 1. As variáveis que representam

grandezas absolutas foram transformadas em logaritmos naturais para se obter alguma suavização nas séries, pela conveniência de os resultados das estimativas empregando séries em logaritmos serem a elasticidade, e devido à diferença dos logaritmos ser uma aproximação da variação percentual. A conveniência e utilização desta transformação é amplamente reconhecida na literatura (Li, Song e Witt, 2005). A letra *L* em frente à denominação da variável significa o seu logaritmo e a letra *D*, a primeira diferença da variável.

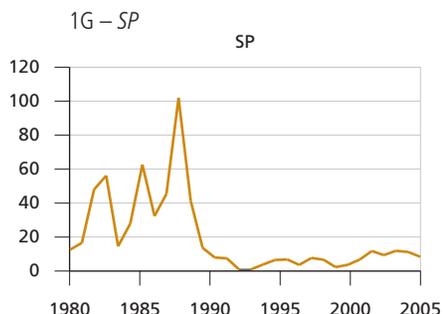
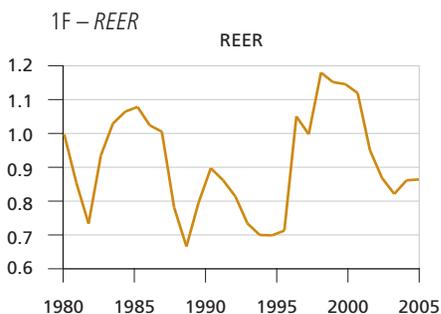
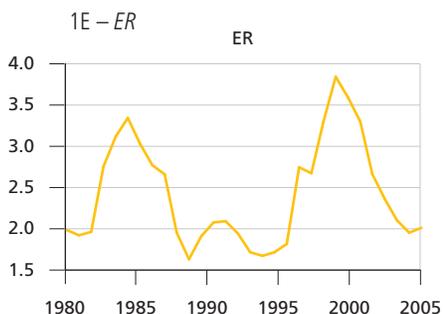
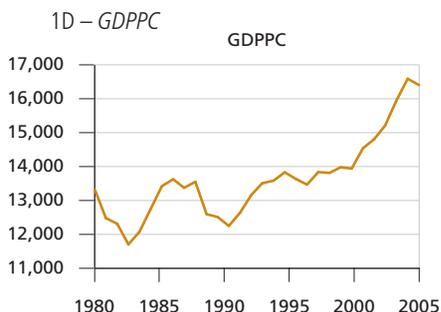
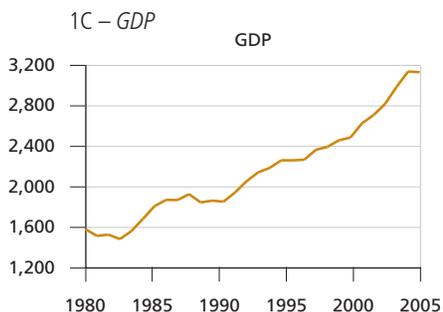
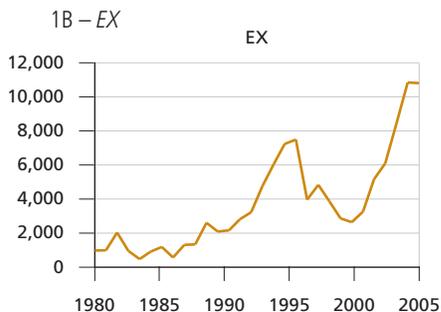
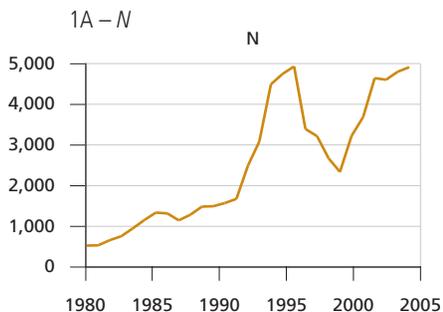
QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte	Tratamento
LN	Número de viajantes, em mil	Embratur (1980 a 2003); Unwto (2004 a 2008)	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
LN1DEST	Número de viajantes, em mil, 1980 a 2002, considerando a metodologia de contar somente o primeiro destino	Embratur (1980 a 2003)	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
LNMULT	Número de viajantes, em mil, 2000 a 2008, considerando a metodologia de contar múltiplos destinos em uma mesma viagem	Embratur (2000 a 2003); Unwto (2004 a 2008)	<i>Ln</i> do número índice 2000 = 1
LEX	Despesas com viagens internacionais, em milhões de dólares constantes de 2009, utilizando o CPI dos Estados Unidos como deflator	BCB ([s.d.])	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
LEXSA	<i>LEX</i> com ajuste sazonal	–	Utilizado o programa Census X12
LGDP	PIB real do Brasil	Dados anuais: BCB ([s.d.]), em bilhões de reais de 2009; Dados trimestrais: Ipeadata ([s.d.]), número índice 1995 = 100	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
LGDPCC	PIB <i>per capita</i> do Brasil em reais de 2009	BCB ([s.d.]), em reais de 2009	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
LER	Taxa real de câmbio, em reais por dólar, utilizando o CPI dos Estados Unidos e o IPCA do Brasil, em valores de 2009	Calculado a partir de dados do BCB ([s.d.]) e Federal Reserve de St. Louis ([s.d.])	<i>Ln</i> da taxa
LREER	Taxa de câmbio efetiva real, preços ao consumidor	Ipeadata ([s.d.])	<i>Ln</i> do número índice 1980 = 1
SP	<i>Spread</i> da taxa de câmbio do mercado paralelo em relação ao oficial/comercial	Ipeadata ([s.d.]), calculado a partir da média das cotações	Em porcentagem
EST	<i>Dummy</i> estabilização	–	Dados anuais: 0 até 1994; 1 de 1995 a 2009 Dados trimestrais: 0 até 1994:2; 1 de 1994:3 a 2009:4
LIB	<i>Dummy</i> liberalização	–	0 até 1990; 1 de 1991 a 2009

Elaboração do autor.

O gráfico 1 mostra os dados utilizados nas estimativas em seus valores absolutos, para que possam ser percebidas as grandezas envolvidas.

GRÁFICO 1
Dados anuais



Elaboração do autor.

O número de viajantes ao exterior, em mil pessoas, apresenta tendência de crescimento ao longo do tempo. Há um pico de saída de residentes no Brasil para o exterior na segunda metade da década de 1990; forte queda nas saídas entre o final desta década e o início da década de 2000; e novo aumento das saídas em meados da década de 2000, com o número de viajantes próximo a 5 milhões de pessoas por ano.

Um complicador para a análise do comportamento do número de viajantes brasileiros ao exterior é decorrente de uma mudança de metodologia para os dados a partir de 2000. Até 1999, as informações consideram o primeiro destino, ou seja, cada viajante só é considerado uma vez. A partir de 2000, é possível a ocorrência de múltiplos destinos, ou seja, caso o viajante visite mais de um país na mesma viagem, ele estará sendo contado duas vezes. Para contornar esta limitação, foram adotados dois procedimentos. Como existem dados com as duas metodologias para os anos de 2000, 2001 e 2002, a primeira medida foi manter a comparabilidade das séries, transformando os dados de uma metodologia para serem compatíveis com os da outra. Foi calculada a razão entre o número de viajantes com a metodologia de múltiplos destinos e primeiro destino para estes três anos, e a média desta razão (1,19), multiplicada pelo número de viajantes de 1980 a 1999. A segunda medida foi efetuar as estimativas para as subamostras de acordo com a metodologia utilizada na apuração dos dados. Como será discutido a seguir, este último procedimento tem eficácia limitada, por causa do já pequeno tamanho total da amostra (1980-2008) para o número de viajantes, dividido nos subperíodos 1980-2002 e 2000-2008.

As despesas com viagens internacionais, medidas em dólares, apresentam comportamento similar ao do número de viajantes, mas o aumento ocorrido a partir de 2004 é muito mais forte. Enquanto o número de viajantes dobra entre o valor mais baixo observado em 2002 e 2008, o volume das despesas quase quadruplica em termos reais, passando de valores um pouco abaixo de US\$ 3 bilhões por ano para valores próximos a US\$ 11 bilhões por ano.

O PIB do Brasil apresenta tendência de crescimento ao longo do tempo, mas são perceptíveis períodos de estagnação ou baixo crescimento. Estes ficam mais evidenciados no comportamento do PIB *per capita*, que praticamente não cresce entre 1980 e meados dos anos 2000, quando inicia um período mais consistente de crescimento. Durante todo o período, o PIB *per capita* passa de R\$ 13,3 mil para R\$ 16,4 mil, em valores de 2009.

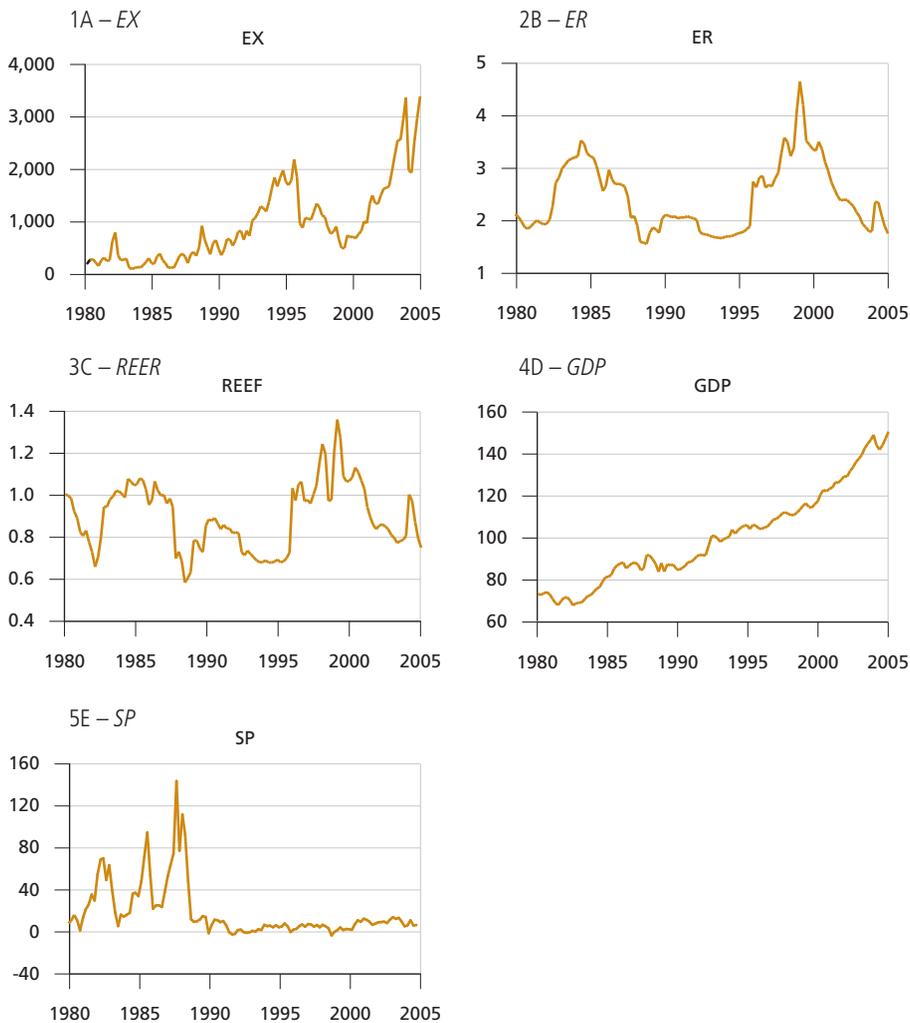
Para a taxa de câmbio, são utilizadas duas medidas alternativas. A primeira é a taxa real de câmbio do dólar, utilizando o Consumer Price Index (CPI) dos Estados Unidos e o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) do Brasil como índices de preços. Esta não é a taxa de câmbio ideal, porque os Estados Unidos não são o destino de todos os turistas brasileiros, nem os seus preços se comportam de maneira idêntica aos de outros destinos das viagens dos brasileiros.

Entre 1990 e 2008, a participação dos Estados Unidos como destino dos viajantes brasileiros ao exterior variou entre um mínimo de 10,4%, em 2004 e 2005, e um máximo de 42%, em 1994. A média no período é de 22%. Uma alternativa é a taxa de câmbio efetiva real, utilizando preços ao consumidor, que também considera outros países em sua composição. Como pode ser observado no gráfico 1, as séries de taxa de câmbio real do dólar dos Estados Unidos e da taxa de câmbio efetiva real têm comportamento similar. O coeficiente de correlação entre as duas séries é de 0,93. Esta similaridade entre o comportamento da taxa de câmbio de uma única moeda em relação a uma cesta ampla ocorre porque os movimentos da taxa de câmbio real do Brasil são determinados muito mais por alterações do valor da moeda brasileira que por alterações nas cotações entre moedas externas.

O *spread* da taxa de câmbio no mercado paralelo em relação ao câmbio oficial apresenta uma forte queda a partir de 1990, associada a modificações nas regulamentações do mercado de câmbio no Brasil, no sentido de liberalizar o mercado. Isto foi possível com a redução da restrição externa a que estava submetida a economia brasileira a partir do final da década de 1970 e, especialmente, nos anos 1980, com a crise da dívida externa. A criação do câmbio turismo permitiu que grande parte das transações antes efetuadas no mercado paralelo passasse a ser realizada no mercado legal, o que inclui as compras de divisas por viajantes brasileiros ao exterior e as vendas por viajantes estrangeiros no Brasil. Ao longo das décadas de 1970 e 1980, os viajantes brasileiros estavam sujeitos ao racionamento na aquisição de divisas, o que poderia ocasionar a necessidade de aquisição de moeda no mercado paralelo para viabilizar a viagem. Isto significa que um *spread* mais elevado tornava a viagem mais cara. Inversamente, o viajante estrangeiro tinha incentivos ao converter suas divisas no mercado paralelo, tanto maior quanto maior fosse o *spread*. Portanto, o *spread* do câmbio paralelo pode ser visto como uma medida adicional de custo da viagem, além da taxa de câmbio real. Como moeda estrangeira, é utilizada como substituta da moeda doméstica em situações de inflação elevada, e a instabilidade macroeconômica tende a ocasionar fugas de ativos financeiros domésticos, o *spread* do câmbio paralelo pode também ser visto como uma medida de instabilidade econômica, sendo influenciado por fatores macroeconômicos mais amplos que apenas transações com o exterior à margem do mercado legal.

O gráfico 2 mostra os dados originais para as variáveis em frequência trimestral, para a qual não existem os dados para o número de viajantes, o que significa que a análise se restringirá às despesas com viagens. Estas apresentam uma tendência de elevação ao longo do tempo, com uma queda significativa em 1999, que se estende até 2004, quando a tendência de elevação é retomada. A queda em 1999 pode ser explicada pela forte depreciação da moeda brasileira em relação aos anos anteriores. No quarto trimestre de 2008 e primeiro de 2009, há queda forte das despesas, associada à crise financeira mundial, que também afetou a economia brasileira.

GRÁFICO 2
Dados trimestrais



A taxa de câmbio real do dólar e a taxa de câmbio real efetiva têm comportamentos similares. A variável *REER* tem uma trajetória mais suave que a *ER* por ser uma cesta de moedas, o que faz com que haja compensações entre elas para alterações nas taxas de câmbio internacionais. A taxa de câmbio brasileira está mais depreciada na década de 1980 e entre 1999 e 2004, acompanhando a situação do setor externo da economia brasileira e sua inserção na economia mundial. O PIB do país tem tendência de crescimento, embora haja períodos de estagnação nas décadas de 1980 e 1990. O *spread* do câmbio paralelo oscila ao longo da década de 1980, mas a partir da década de 1990 se mantém baixo.

A série de despesas com viagens apresenta sazonalidade, esta removida utilizando-se o programa X12 do United States Census Bureau. Esta nova série, *LEXSA*, foi utilizada nas estimativas. Esta não é a única alternativa de eliminar a sazonalidade dos dados, mas não há clareza sobre a superioridade de algum método na literatura (Shen, Li e Song, 2009). Os modelos a serem estimados têm a forma geral descrita nas equações 1 e 2.

$$LN = f(LER \text{ ou } LREER, LGDP \text{ ou } LGDPPC, SP) \quad (1)$$

$$LEX = f(LER \text{ ou } LREER, LGDP \text{ ou } LGDPPC, SP) \quad (2)$$

Espera-se que *LGDP* tenha um desempenho melhor que *LGDPPC* sobre o número de viajantes, por considerar tanto o aumento da população quanto da renda *per capita*, ou seja, tanto do número de pessoas que potencialmente podem viajar quanto da renda destes potenciais viajantes. A renda dos viajantes potenciais é importante por mostrar a restrição orçamentária a que estão sujeitos.

4 RESULTADOS

Primeiramente, são apresentados os resultados para as estimativas utilizando-se dados anuais e, posteriormente, para dados trimestrais. É importante ressaltar que os resultados econométricos apresentados têm de ser considerados com cautela, dado o pequeno tamanho da amostra, especialmente no caso de dados anuais.

4.1 Dados anuais

O procedimento econométrico correto para a análise de séries temporais indica a necessidade de efetuar testes de raiz unitária das séries, para evitar que as regressões apresentem resultados espúrios decorrentes da existência de tendências comuns às séries. Os resultados destes testes são mostrados na tabela 1. Percebe-se que em alguns casos os testes encontram-se próximos de serem significantes aos valores usuais, o que é ainda mais importante, dado o pequeno tamanho da amostra. Os resultados estritos mostram que todas as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças, à exceção do *spread* do câmbio paralelo, que é estacionário em nível.

TABELA 1
Resultado dos testes de raiz unitária – dados anuais

Variável	t-ADF	Probabilidade	Inclusão no teste
LN	-1.533998	0.5021	Constante
LN	-3.272226	0.0931	Constante, tendência
DLN	-3.628131	0.0118	Constante
LEX	-1.110888	0.6977	Constante
DLEX	-6.267198	0.0000	Constante
LER	-2.619035	0.1012	Constante

(Continua)

(Continuação)

Variável	t-ADF	Probabilidade	Inclusão no teste
DLER	-3.589247	0.0127	Constante
LREER	-2.246777	0.1952	Constante
DLEER	-4.659415	0.0009	Constante
LGDP	0.745930	0.9911	Constante
DLGDP	-4.399253	0.0018	Constante
LGDPPC	3.295866	1.000	Constante
DLGDPPC	-4.362264	0.0019	Constante
SP	-2.016340	0.0436	–

Elaboração do autor.

Como os testes de raiz unitária mostraram que as variáveis para número de viajantes, despesas, PIB e taxa de câmbio não são estacionárias, é necessário testar a existência de cointegração entre essas variáveis. Este teste possibilita verificar se há uma relação de longo prazo estável entre as variáveis, com os afastamentos desse equilíbrio sendo corrigidos ao longo do tempo. Os resultados são mostrados na tabela 2, e mostram que não há cointegração entre número de viajantes, câmbio e renda, nem entre despesas, câmbio e renda.

TABELA 2
Testes de cointegração – dados anuais

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico	Probabilidade
LN, LER, LGDP				
Nenhuma	0.383333	18.61086	29.79707	0.5211
No máximo uma	0.171537	5.558354	15.49471	0.7470
No máximo duas	0.017526	0.477397	3.841466	0.4896
LN, LREER, LGDP				
Nenhuma	0.304186	17.10116	29.79707	0.6326
No máximo uma	0.223405	7.309003	15.49471	0.5420
No máximo duas	0.017708	0.482407	3.841466	0.4873
LN, LER, LGDPPC				
Nenhuma	0.298205	13.47491	29.79707	0.8687
No máximo uma	0.132944	3.913856	15.49471	0.9104
No máximo duas	0.002303	0.062255	3.841466	0.8030
LN, LREER, LGDPPC				
Nenhuma	0.354882	17.40544	29.79707	0.6100
No máximo uma	0.171332	5.570728	15.49471	0.7456
No máximo duas	0.018219	0.496463	3.841466	0.4811
LEX, LER LGDP				
Nenhuma	0.441347	24.41284	29.79707	0.1835
No máximo uma	0.250254	8.110483	15.49471	0.4537
No máximo duas	0.001638	0.045888	3.841466	0.8304

(Continua)

(Continuação)

Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico	Probabilidade
LEX, LER, LGDPPC				
Nenhuma	0.265131	15.25449	29.79707	0.7634
No máximo uma	0.204866	6.628711	15.49471	0.6212
No máximo duas	0.007467	0.209871	3.841466	0.6469
LEX, LREER, LGDP				
Nenhuma	0.312184	18.43922	29.79707	0.5338
No máximo uma	0.244970	7.960688	15.49471	0.4696
No máximo duas	0.003307	0.092737	3.841466	0.7607
LEX, LREER, LGDPPC				
Nenhuma	0.307032	14.73127	29.79707	0.7972
No máximo uma	0.144284	4.461665	15.49471	0.8630
No máximo duas	0.003523	0.098809	3.841466	0.7533

Elaboração do autor.

Não havendo cointegração entre as variáveis, foram estimadas as equações de curto prazo com todas as variáveis estacionárias, ou seja, para aquelas que apresentam raiz unitária, são empregadas as primeiras diferenças. Entretanto, considerando-se o pequeno tamanho da amostra e o baixo poder dos testes de raiz unitária nessa situação, as estimativas foram efetuadas também com os dados em nível.

Em todas as regressões com dados anuais, foi incluída no modelo uma defasagem nas variáveis explicativas e na variável dependente, com o objetivo de considerar a possibilidade de ajuste lento da variável dependente às mudanças nas variáveis explicativas. Seguindo a estratégia de modelagem geral-específico, foram excluídas as variáveis que não são estatisticamente significantes (Hendry, 2001). Esta abordagem é aplicada à demanda turística em Song *et al.* (2010). O modelo final foi escolhido de acordo com o critério de Schwarz.

Os resultados das regressões utilizando *DLN* como variável dependente e, alternativamente, *DLER* e *DLEER* para câmbio e *DLGDP* e *DLGDPPC* para renda não foram estatisticamente significantes. Isto pode ser decorrente de o tamanho da amostra ser pequeno para serem utilizadas as diferenças das variáveis, cuja relação de curto prazo não é clara com as variáveis explicativas. A perda de informação contida nas séries em nível também pode ter influenciado o resultado.

A tabela 3 mostra os resultados das regressões cuja variável dependente é *LN*. As diferentes especificações utilizam alternativamente a taxa de câmbio real do dólar (*LER*), a taxa de câmbio real efetiva (*LREER*) e o PIB (*LGDP*) e o PIB *per capita* (*LGDPPC*) como variáveis explicativas. Os testes diagnósticos mostram que não há problema de autocorrelação dos resíduos nem de especificação do modelo.

TABELA 3
Resultados de regressão – variável dependente LN (1981-2008)

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
Constante	0.219776 (0.060)	0.142233 (0.041)		0.216483 (0.021)
LN(-1)	0.805212 (0.000)	0.771524 (0.041)	1.04986 (0.000)	0.765608 (0.000)
LER	-0.595563 (0.003)		-0.705883 (0.001)	
LER(-1)	0.578495 (0.005)		0.728280 (0.000)	
LREER		-0.489146 (0.007)		-0.513252 (0.006)
LGDP		-0.489146 (0.009)		
LGDP(-1)		-2.20726 (0.031)		
LGDPPC				2.68061 (0.009)
LGDPPC(-1)			-1.58391 (0.007)	-2.85042 (0.009)
LIB	0.213912 (0.051)			
EST				0.211723 (0.090)
R ² ajustado	0.957	0.958	0.959	0.958
AR 1-2 F test	1.6835 (0.2098)	1.0718 (0.3604)	1.5194 (0.2409)	1.4344 (0.2617)
RESET F test	0.96759 (0.3360)	0.85962 (0.3639)	1.4462 (0.2414)	3.6404 (0.0702)
DW	1.22	1.69	1.39	2.12

Elaboração do autor.

Os resultados mostram um alto valor do fator autorregressivo, o que é condizente com o crescimento da população e da renda do país ao longo do tempo. Indicam também que o número de pessoas viajando tende a ficar próximo do observado no período anterior, com as flutuações podendo ser influenciadas por câmbio e renda. Este resultado é recorrente na literatura e atribuído ao fato de uma boa experiência em um destino fazer as pessoas retornarem ao local e indicarem-no a familiares e amigos, o que reduz a incerteza associada à viagem, o que é especialmente relevante para o caso de viagens a lazer (Song, Wong e Chon, 2003; Muñoz, 2007).

A influência da taxa de câmbio contemporânea sobre o número de viajantes é estatisticamente significativa e tem o sinal negativo de acordo com a teoria. A magnitude do coeficiente, entretanto, é menor que um em todas as especificações,

mostrando que o número de viajantes é inelástico a variações na taxa de câmbio. A taxa de câmbio defasada em um período é estatisticamente significativa quando utilizada a taxa de câmbio do dólar, mas não quando utilizada a taxa de câmbio real efetiva. Os coeficientes estatisticamente significantes para a taxa de câmbio defasada são positivos e de valor absoluto igual ao do efeito contemporâneo. Isto indica que uma depreciação (apreciação) da moeda brasileira em relação ao dólar em um ano leva a um aumento (redução) do número de brasileiros viajando ao exterior no ano seguinte. Uma interpretação plausível para este resultado é que a taxa de câmbio, associada ao custo da viagem, leva a uma substituição intertemporal de destino da viagem. Quando as viagens ficam mais caras, o número de viajantes tende a diminuir no próprio ano, mas no ano seguinte há um aumento do número de viajantes, possivelmente escolhendo destinos para os quais o custo total da viagem seja menor, como países próximos. Inversamente, quando a moeda brasileira aprecia, há um aumento do número de viajantes ao exterior, mas no ano seguinte este número tende a ser menor, quando os viajantes tenderiam a realizar viagens para destinos mais caros. Esta interpretação é consistente com o elevado valor do coeficiente do número de viajantes no período anterior, porque a mudança no número não é muito elevada, mas os destinos podem não ser os mesmos, o que é influenciado pelo custo das viagens. Adicionalmente, esta substituição parece ocorrer entre destinos em que o dólar exerce uma maior influência nos custos da viagem. Este resultado poderá ser confirmado com o comportamento das despesas.

Os resultados para a renda do país não foram consistentes quando estatisticamente significantes. *LGDP* e *LGDP* contemporâneos e defasados são estatisticamente significantes em apenas cinco das oito possibilidades, e o sinal é correto em apenas uma. Isto pode indicar que a renda não é um fator importante na determinação do número de viajantes, considerando-se um horizonte de influência máximo de dois anos, enquanto o aumento da renda em prazos mais longos pode estar sendo incorporado ao termo autorregressivo do número de viajantes.

O efeito da liberalização e estabilização da economia também não foi consistentemente detectado, sendo cada um estatisticamente significativo em apenas uma das especificações, embora com a direção esperada.

Como existe a mudança de metodologia para o número de viajantes, as estimativas para *LN* também foram efetuadas para as subamostras em que os dados são obtidos com base em uma mesma metodologia. A série considerando o primeiro destino do viajante, *LNIDEST*, estende-se até 2002, enquanto a de múltiplos destinos, *LNMULT*, inicia-se em 2000.

Os resultados para as estimativas para *LNIDEST* são mostrados na tabela 4. O efeito autorregressivo é confirmado e tem valor absoluto mais elevado. A taxa de câmbio tem o efeito negativo contemporâneo confirmado, embora o efeito

defasado para o dólar seja estatisticamente significativa em apenas uma das duas especificações. Para o PIB, os resultados mostram um padrão mais consistente, de relação positiva contemporaneamente e negativa com um período de defasagem, o que também aparece nos resultados para o PIB *per capita*. O resultado para a *dummy* de estabilização é significativa e tem o mesmo valor do estimado para o período integral, mas em apenas uma especificação. Estes resultados indicam que a compatibilização efetuada entre as séries para cobrir todo o período é consistente, embora os resultados não sejam idênticos, o que também pode ser explicado pelas características diferentes da economia brasileira entre 1980 e 2002 e 2000 e 2008, em que mudanças macroeconômicas importantes ocorrem, afetando o comportamento do número de viajantes brasileiros ao exterior.

TABELA 4
Resultados da regressão – variável dependente *LN1DEST* (1981-2002)

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
Constante	0.540 (0.000)	0.222056 (0.074)		
<i>LN1DEST</i> (-1)	0.905151 (0.000)	0.929978 (0.000)	0.960133 (0.000)	0.946548 (0.000)
<i>LER</i>	-0.467736 (0.000)	-0.843238 (0.000)		
<i>LER</i> (-1)		0.610161 (0.004)		
<i>LREER</i>			-0.781897 (0.000)	-0.748100 (0.000)
<i>LGDP</i>	3.16660 (0.004)		3.23286 (0.001)	
<i>LGDP</i> (-1)	-3.37145 (0.001)		-3.54432 (0.000)	
<i>LGDP</i> PC				2.18401 (0.012)
<i>LGDP</i> PC(-1)		-3.05073 (0.000)		-3.49486 (0.000)
<i>EST</i>		0.212868 (0.057)		
<i>R</i> ² ajustado	0.966	0.972	0.972	0.973
<i>AR</i> 1-2 <i>F</i> test	1.1737 (0.3361)	1.7264 (0.2137)	2.6072 (0.1047)	2.2098 (0.1421)
<i>RESET</i> <i>F</i> test	0.19281 (0.6665)	0.048846 (0.8281)	0.88881 (0.3590)	0.64392 (0.4334)
<i>DW</i>	2.39	2.73	2.68	2.65

Elaboração do autor.

Para o período 2002 a 2008, os resultados das regressões são mostrados na tabela 5. Como a amostra é extremamente limitada, não é possível incluir variáveis

defasadas ou *dummies* nas estimativas. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes e consistentes para as diferentes formulações alternativas, além de coerentes com o teoricamente esperado. Como os dados para o número de viajantes utilizado nessa regressão consideram a possibilidade de vários destinos na mesma viagem, os coeficientes não são diretamente comparáveis com os das estimativas para o período 1980-2002.

TABELA 5
Resultados da regressão – variável dependente *LNMULT* (2002-2008)

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
LER	-0.637604 (0.001)	-0.243027 (0.014)		
LREER			-1.83856 (0.002)	-1.53559 (0.006)
LGDP	1.42648 (0.001)		0.205337 (0.066)	
LGDPCC		3.33640 (0.001)		1.05135 (0.050)
R ² ajustado	0.793	0.733	0.776	
AR 1-2 F test	0.77181 (0.4135)	1.1884 (0.3175)	0.039585 (0.8489)	0.22334 (0.6532)
RESET F test	19.770 (0.0043)	13.792 (0.0099)	1.1700 (0.3209)	4.4689 (0.0789)
DW	1.27	1.09	1.81	1.66

Elaboração do autor.

Os resultados das estimativas para os gastos com viagens com todas as variáveis estacionárias, ou seja, utilizando as primeiras diferenças para gastos, câmbio e renda, são mostrados na tabela 6. Os resultados para câmbio são robustos para as duas especificações, uma maior depreciação (apreciação) da moeda brasileira causa redução (aumento) na variação das despesas. O efeito é quantitativamente forte, a variação gerada nas despesas é próxima a três vezes a alteração na variação cambial. O *spread* do câmbio paralelo tem efeito significativo contemporaneamente e com uma defasagem, e os efeitos se anulam. A liberalização do mercado cambial, considerada como vigente a partir de 1991 por uma variável *dummy*, foi estatisticamente significativa. As variáveis para renda não foram estatisticamente significantes, o que fez as diferentes especificações colapsarem para duas, com as duas diferentes taxas de câmbio.

TABELA 6
Resultados da regressão – variável dependente *DLEX* (1982-2009)

	Especificação 1	Especificação 2
<i>DLEX</i> (-1)	-0.778897 (0.000)	-0.670292 (0.001)
<i>DLER</i>	-0.965000 (0.014)	
<i>DLER</i> (-1)	-1.83540 (0.001)	
<i>DLEER</i>		-1.65783 (0.001)
<i>DLEER</i> (-1)		-1.85896 (0.002)
<i>SP</i>	0.0109464 (0.001)	0.00782667 (0.014)
<i>SP</i> (-1)	-0.00921775 (0.003)	-0.00727106 (0.016)
<i>LIB</i>	0.178486 (0.012)	0.191943 (0.011)
<i>R</i> ² ajustado	0.627	0.588
<i>AR</i> 1-2 <i>F</i> test	0.0031953 (0.9968)	0.57097 (0.5739)
<i>RESET F</i> test	1.6933 (0.2073)	1.6899 (0.2077)
<i>DW</i>	1.93	1.77

Elaboração do autor.

A tabela 7 mostra os resultados para as regressões utilizando as variáveis em nível. Os resultados para a taxa de câmbio apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes, embora não em todas as defasagens. A renda, medida pelo PIB e pelo PIB *per capita*, também apresenta os resultados esperados. A possibilidade de existência de raiz unitária nas séries é confirmada pelos indícios de autocorrelação dos resíduos, mostrando que é correta a utilização das variáveis em diferenças.

TABELA 7
Resultados das regressões – variável dependente *LEX* (1981-2009)

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
Constante	1.34159 (0.000)		1.33621 (0.000)	
<i>LEX</i> (-1)	-0.437911 (0.031)			
<i>LER</i>			-1.25437 (0.000)	
<i>LER</i> (-1)	-1.90618 (0.000)			

(Continua)

(Continuação)

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
<i>LREER</i>		-1.52985 (0.000)		-1.78638 (0.000)
<i>LREER(-1)</i>		-1.00578 (0.007)		
<i>LGDP</i>	2.99163 (0.000)			
<i>LGDP(-1)</i>		3.37726 (0.000)		
<i>LGDPPC</i>			2.58688 (0.006)	
<i>LGDPPC(-1)</i>				3.26082 (0.000)
<i>SP</i>	0.00650734 (0.070)			
<i>SP(-1)</i>		-0.00802601 (0.000)		
<i>LIB</i>	0.606268 (0.025)		0.629678 (0.001)	0.871313 (0.000)
<i>EST</i>	0.698074 (0.005)		0.642218 (0.003)	0.470441 (0.015)
<i>R² ajustado</i>	0.918	0.934	0.902	0.913
<i>AR 1-2 F test</i>	2.7410 (0.0887)	0.024399 (0.9759)	3.2381 (0.0585)	2.1739 (0.1365)
<i>RESET F test</i>	1.0395 (0.3195)	3.3298 (0.0805)	0.019808 (0.8893)	0.10819 (0.7451)
<i>DW</i>	2.49	1.99	2.56	2.38

Elaboração do autor.

4.2 Dados trimestrais

Para evitar a ocorrência de resultados de regressão espúrios decorrentes de tendências comuns às séries, foram efetuados testes de raiz unitária nas séries. Os resultados dos testes ADFs (do acrônimo em inglês Augmented Dickey-Fuller; em português: teste de Dickey-Fuller aumentado) de raiz unitária são mostrados na tabela 8 e indicam que as séries de gastos, taxas de câmbio e PIB são estacionárias em primeiras diferenças, enquanto a série do *spread* do câmbio paralelo é estacionária em nível.

TABELA 8
Resultado dos testes ADFs para raiz unitária

Variável	t-ADF	Probabilidade
<i>LEXSA</i>	-1.344853	0.6068
<i>DLEXSA</i>	-8.642339	0.0000
<i>LER</i>	-1.983353	0.2938
<i>DLER</i>	-8.164109	0.0000
<i>LEER</i>	-2.412484	0.1405
<i>DLEER</i>	-9.116854	0.0000

(Continua)

(Continuação)

Variável	t-ADF	Probabilidade
<i>LGDP</i>	0.689281	0.9915
<i>DLGDP</i>	-9.820752	0.0000
<i>SP</i>	-3.061337	0.0323

Elaboração do autor.

Considerando-se esse resultado para os testes de raiz unitária, foi efetuado o teste para se verificar a ocorrência de cointegração entre despesas, câmbio e PIB. Os resultados para a defasagem ótima no *VAR* para o teste de cointegração foram contraditórios entre os critérios *SC* e *HQ*, que indicaram a utilização de uma defasagem, e o *AIC*, que indicou três defasagens. A estratégia conservadora adotada foi utilizar a defasagem mais longa, ou seja, três trimestres. No teste, foram incluídas como variáveis exógenas o *spread* do mercado de câmbio paralelo e as *dummies* para liberalização do setor externo da economia brasileira, além da estabilização macroeconômica do país, porque estas variáveis podem estar relacionadas ao comportamento das variáveis cuja cointegração está sendo testada. Esta relação entre as variáveis pode ocorrer porque a tomada de decisão dos viajantes considera os aspectos estruturais que tanto as variáveis macroeconômicas quanto as *dummies* detectam. O resultado do teste de cointegração de Johansen, mostrado na tabela 9, indica a presença de uma relação de cointegração entre as variáveis tanto no teste do máximo autovalor quanto no teste do traço. Isto significa que estas variáveis apresentam uma relação de equilíbrio ao longo do tempo, e afastamentos deste equilíbrio são corrigidos por meio do mecanismo de correção de erro (ECM) incluído na estimação da equação de curto prazo.

TABELA 9
Testes de cointegração

<i>LEXSA, LER, LGDP</i> (Incluídas <i>SP, EST</i> e <i>LIB</i> como exógenas)							
Número de relações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	Probabilidade	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico (5%)	Probabilidade
Nenhuma	0.305387	56.05934	29.79707	0.0000	42.27053	21.13162	0.0000
Máximo uma	0.087706	13.78881	15.49471	0.0889	10.64797	14.26460	0.1728
Máximo duas	0.026713	3.140838	3.841466	0.0764	3.140838	3.841466	0.0764
<i>LEXSA, LREER, LGDP</i> (Incluídas <i>SP, EST</i> e <i>LIB</i> como exógenas)							
Nenhuma	0.225586	42.52389	29.79707	0.0010	29.65526	21.13162	0.0025
Máximo uma	0.101200	12.86863	15.49471	0.1197	12.37655	14.26460	0.0973
Máximo duas	0.004233	0.492076	3.841466	0.4830	0.492076	3.841466	0.4830

Elaboração do autor.

As relações de longo prazo correspondentes aos testes de cointegração estão descritas nas equações 3 e 4.

$$LEXSA = 0,72 - 1,25*LER + 2,17*LGDP \quad (3)$$

$$LEXSA = 0,42 - 1,65*LREER + 1,96*LGDP \quad (4)$$

Os resultados das equações de longo prazo são consistentes para as duas equações, utilizando a taxa de câmbio real do dólar e a taxa de câmbio real efetiva. Os resultados para o efeito do PIB sobre as despesas são próximos nas duas estimativas. Uma elevação de 1% do PIB eleva as despesas com viagens em 2,2% e 2%, considerando-se as equações com taxa de câmbio real do dólar e real efetiva, respectivamente. Para a taxa de câmbio, os valores não são tão próximos, mas as despesas em ambos os casos são elásticas à taxa de câmbio. Uma mudança de 1% na despesa da taxa de câmbio real do dólar está associada a uma variação de 1,3% nas despesas, e no caso da taxa de câmbio efetiva real, esta variação é de 1,7%, com a relação esperada de que a depreciação da moeda brasileira leva à redução nas despesas.

A equação de curto prazo, com as variáveis não estacionárias em primeiras diferenças e incluindo o mecanismo de correção de erro, foi estimada incluindo três defasagens na variável dependente e nas variáveis explicativas. Seguindo-se a estratégia geral-específico (Hendry, 2001), foram mantidas as variáveis estatisticamente significantes, observando-se o critério de Schwarz. Os resultados das diferentes estimativas são mostrados na tabela 10.

TABELA 10
Resultados de regressão – variável dependente *DLEXSA* (1981T1 a 2009T4)

	Especificação 1	Especificação 2
<i>DLEXSA</i> (-1)	0.206709 (0.0041)	0.246217 (0.0007)
<i>DLER</i>	-1.096123 (0.0000)	
<i>DLREER</i>		-1.204777 (0.0000)
<i>DLGDP</i> (-2)	-1.763359 (0.0243)	-1.760153 (0.0285)
<i>SP</i>	0.002016 (0.0170)	
<i>SP</i> (-2)	-0.003935 (0.0000)	-0.002587 (0.0000)
<i>EST</i>	0.119625 (0.0000)	0.133837 (0.0000)
<i>ECM</i>	-0.261873 (0.0000)	-0.266264 (0.0000)
<i>R</i> ² ajustado	0.479	0.453
<i>AR</i> 1-2 <i>F</i> test	1.6344 (0.1999)	2.3315 (0.1020)
<i>RESET F</i> test	1.7803 (0.1849)	0.25963 (0.6114)
<i>DW</i>	2.00	2.014619

Elaboração do autor.

Obs.: entre parênteses, o valor da probabilidade associado ao teste.

As estimativas utilizando os diferentes conceitos para a taxa de câmbio mostraram-se robustas, com resultados muito similares para as especificações alternativas. Os resíduos se mostraram bem comportados, como mostram os testes diagnósticos. Não há indícios de autocorrelação dos resíduos pelo teste Durbin-Watson e *LM*. O teste *RESET* mostrou que o modelo está bem especificado. Pode-se observar que a especificação 1, que utiliza a taxa de câmbio do dólar, apresenta R^2 ajustado levemente superior ao da especificação 2, que emprega a taxa de câmbio real efetiva (tabela 10).

A taxa de câmbio contemporânea tem efeito próximo da unidade sobre as despesas, um pouco mais elevado para a especificação com taxa de câmbio real efetiva. As variações defasadas da taxa de câmbio não têm efeito estatisticamente significativo sobre as despesas. Isto mostra que o ajustamento das despesas às variações na taxa de câmbio é rápido, possivelmente refletindo o baixo custo dos ajustes à mudança no câmbio. Este resultado também pode indicar que as decisões sobre as viagens não são tomadas com muita antecedência, o que contribui para deixar o custo de ajustamento baixo. Inversamente, pode-se pensar também que o fato de a taxa de câmbio real do Brasil ter oscilado fortemente no período em análise levou a esse tipo de comportamento, de não efetuar o planejamento com muita antecedência para evitar custos de ajustes, como multas em serviços turísticos e de transporte ou custos acima dos inicialmente planejados. As alterações na taxa de câmbio, portanto, têm efeito no curto prazo sobre as despesas, reforçando o efeito da relação de longo prazo detectada pela cointegração e incorporado à equação de curto prazo por meio do mecanismo de correção de erro.

Os efeitos de variações do PIB sobre as despesas só foram estatisticamente significantes na segunda defasagem, e com o sinal invertido. Isto não quer dizer que o PIB não influencie as despesas. Na realidade, o efeito positivo do PIB sobre as despesas está sendo captado pelo mecanismo de correção de erro. Isto mostra que o efeito da renda sobre as viagens é um efeito de longo prazo, não sendo as oscilações de curto prazo na taxa de crescimento da economia as determinantes da decisão de viajar, mas sim o nível da renda.

Os efeitos defasados das variáveis explicativas também podem estar sendo captados no termo autorregressivo, que é positivo e estatisticamente significativo para a primeira defasagem. Este resultado pode estar sendo gerado pelo processo de planejamento das viagens. A obtenção de resultados significativos para a variável dependente defasada é comum na literatura e atribuída à fidelidade dos viajantes ao local de destino ou à importância da propaganda boca a boca (Muñoz, 2006).

O efeito do *spread* sobre as despesas é significativo contemporaneamente na especificação com taxa de câmbio do dólar, mas com sinal positivo. Com duas defasagens, o *spread* é significativo e tem sinal negativo nas duas especificações.

O resultado ser estatisticamente significativo somente na especificação com taxa de câmbio do dólar é compatível com o fato de ele ser calculado sobre a cotação do dólar, e não sobre uma cesta de moedas. O resultado positivo do *spread* sobre as despesas pode ser decorrente de, ao longo da década de 1980, ter havido racionamento de moeda estrangeira para viajantes, que podiam comprar quantidades limitadas de moeda à taxa de câmbio oficial, mais baixa que a do mercado paralelo. Isto criava um incentivo à realização de viagens com o objetivo primordial de comprar a moeda estrangeira, mesmo não a gastando no exterior, e convertendo-na no mercado paralelo, ganhando o *spread* entre os dois mercados. Isto significa micro-operações de arbitragem entre o mercado de câmbio paralelo e oficial realizado por pessoas físicas, e esta operação era tanto mais viável quanto maior o *spread*. O efeito negativo do *spread* do câmbio paralelo sobre as despesas é decorrente do efeito do *spread* sobre o custo da viagem. Não conseguindo comprar toda a moeda necessária à viagem no mercado oficial, os viajantes tinham de comprar a moeda faltante no mercado paralelo.

A estabilização da economia brasileira, a partir do segundo semestre de 1994, também teve o efeito de aumentar as despesas com viagens, como mostra a *dummy* positiva e estatisticamente significativa. Isto provavelmente reflete o fato de a maior estabilidade econômica permitir um melhor planejamento de despesas, incluindo as viagens. Este efeito pode ter sido gerado pelo fato de, no início da estabilização, ter ocorrido apreciação da moeda brasileira e elevação considerável da renda por vários anos. Com isso, as viagens foram estimuladas, e mesmo o menor crescimento econômico posterior e a depreciação da moeda brasileira não reverteram totalmente o comportamento das despesas. Isto indica a possibilidade de ter ocorrido histerese nas despesas com viagens internacionais, a partir da estabilização da economia. O incentivo inicial gerado por renda e câmbio teve efeito permanente sobre as despesas, mostrando uma mudança de preferências dos brasileiros em favor de viagens internacionais.

Além da quebra estrutural gerada pela estabilização da economia brasileira a partir do segundo semestre de 1994, outra quebra poderia ter ocorrido com a mudança para o regime de câmbio flutuante no início de 1999. Foi efetuado o teste de Chow para quebra estrutural no primeiro trimestre de 1999, que não foi estatisticamente significativo, o que indica que os parâmetros não são significativamente diferentes antes e após a mudança de regime cambial.

Quando utilizados dados mensais dessazonalizados para as despesas e a taxa real de câmbio, os resultados (não mostrados) confirmam os obtidos com dados trimestrais, com o efeito do câmbio sobre as despesas sendo significativo até a quinta defasagem.

Os resultados obtidos mostram que não há ocorrência do efeito curva *J* no caso das despesas com viagens internacionais porque o ajustamento das despesas

é rápido. Isto pode ser explicado pelos custos de ajustamento baixos, uma vez que não há grandes custos fixos envolvidos antes de serem adquiridos os serviços, o que não necessita ocorrer com grande antecedência. Isto permite que mudanças na taxa de câmbio gerem rápida resposta nas decisões dos viajantes quanto à decisão de viajar e sobre o destino da viagem.

5 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos neste trabalho para o agregado do número de viajantes e as despesas mostrou a esperada influência da taxa de câmbio e da renda sobre o seu comportamento. Para as estimativas com dados anuais, as despesas são mais sensíveis ao câmbio que ao número de viajantes, possivelmente porque existe substituição de destinos por parte dos viajantes como resposta a mudanças nos custos relativos das viagens. Por seu turno, para a estimativa das despesas em termos monetários, como medido no balanço de pagamentos, os resultados refletem a reação dos viajantes ao maior ou menor custo da viagem medido em moeda doméstica. Percebe-se que há uma forte influência do câmbio sobre as despesas com viagens internacionais no balanço de pagamentos tanto utilizando dados trimestrais quanto dados anuais.

Os resultados podem ser úteis para o planejamento das atividades na indústria do turismo tanto na oferta dos serviços para brasileiros viajando ao exterior como, mais amplamente, na definição de estratégias e tomada de decisões dos ofertantes de turismo doméstico, substituto das viagens internacionais. Por sua vez, o setor público tem uma relação muito forte com o setor privado por meio do fornecimento de infraestrutura, afora os efeitos macroeconômicos via balanço de pagamentos e política cambial.

Este trabalho poderia ser estendido no sentido de estimar fluxos bilaterais do número de viajantes brasileiros ao exterior. Do ponto de vista macroeconômico, o comportamento das despesas e sua relação com o desempenho do turismo doméstico pode gerar trabalhos interessantes, por causa da inter-relação dos diversos segmentos do balanço de pagamentos, mercado cambial e crescimento econômico.

Outra importante possibilidade de continuidade da pesquisa é a utilização dos dados desagregados por motivo da viagem internacional, divulgados pelo Banco Central do Brasil. Isto possibilitaria verificar se há diferenças nas elasticidades das despesas às variáveis econômicas estudadas neste artigo.

REFERÊNCIAS

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Balanço de pagamentos. Séries temporais, séries especiais. [s.d.] Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIEBALPAG>>. Acesso em: 28 jul. 2010.

_____. **Sistema Gerenciador de Séries temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 29 jul. 2010.

CORTES-JIMENEZ, I.; DURBARRY, R.; PULINA, M. Estimation of outbound Italian tourism demand: a monthly dynamic EC-LAIDS model. **Tourism economics**, v. 15, n. 3, p. 547-565, set. 2009.

COSHALL, J. Time series analysis of UK outbound travel by air. **Journal of travel research**, v. 44, n. 3, p. 335-347, fev. 2006.

CROUCH, G. I. A meta-analysis of tourism demand. **Annals of tourism research**, v. 22, n. 1, p. 103-118, 1995. Disponível em: <<http://goo.gl/TqOY8P>>.

CRUZ, M. J. V.; 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 en turismo**, v. 14, n. 2, p. 142-168, abr. 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/AK96SL>>.

EMBRATUR – INSTITUTO BRASILEIRO DE TURISMO. **Anuário Estatístico Embratur**. Diversos números. Brasília, 1980 a 2003.

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. **Federal Reserve Economic Data**. [s.d.]. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/>>. Acesso em: 30 jul. 2010.

HENDRY, D. F. Achievements and challenges in econometric methodology. **Journal of econometrics**, v. 100, p. 7-10, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Economia do turismo: uma perspectiva macroeconômica 2003-2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

HALICIOGLU, F. An econometric analysis of aggregate outbound tourism demand of Turkey. **Tourism economics**, v. 16, n. 1, p. 83-97, 2010.

IPEADATA. **Macroeconômico**. [s.d.] Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 28 jul. 2010.

LI, G.; SONG, H.; WITT, S. F. Recent developments in econometric modeling and forecasting. **Journal of travel research**, v. 44, p. 82-99, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/2RJyXW>>.

LIM, C. Review of international tourism demand models. **Annals of tourism research**, v. 24, n. 4, p. 835-849, out. 1997.

MEURER, R. O comportamento das receitas de viagens internacionais no Brasil: uma explicação macroeconômica. **Turismo em análise**, v. 17, p. 75-90, jan. 2006. (Edição Especial). Disponível em: <<http://goo.gl/iyP07a>>.

MEURER, R.; LINS, H. N. Macroeconomia do turismo argentino em Santa Catarina. **Turismo em análise**, v. 19, n. 2, p. 272-292, ago. 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/CZ83tj>>.

MUÑOZ, T. G. Inbound international tourism to Canary Islands: a dynamic panel data model. **Tourism management**, v. 27, p. 281-291, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/CJ7UOP>>.

_____. German demand for tourism in Spain. **Tourism management**, v. 28, n. 1, p. 12-22, 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/vs4Z1G>>.

PARK, S. Y.; JEI, S. Y. Determinants of volatility on international tourism demand for South Korea: an empirical note. **Applied economics letters**, v. 17, n. 3, p. 217-223, 2009.

PRIDEAUX, B. The role of transport system in destination development. **Tourism management**, v. 21, p. 53-63, fev. 2000.

RABAHY, W. A. Fundamentos econômicos e quantitativos no planejamento turístico. **Turismo em análise**, v. 1, n. 1, p. 35-54, maio 1990. Disponível em: <<http://goo.gl/IOKCft>>.

_____. Modelo de predicción: un proyecto experimental en Brasil. **Estudios y perspectivas en turismo**, v. 1, n. 3, p. 198-215, 1992.

_____. **Turismo e desenvolvimento**. Barueri: Manole, 2003.

RABAHY, W. A.; SILVA, J. C. D.; VASSALLO, M. D. Relações determinantes sobre as despesas e receitas da conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. **Turismo em análise**, v. 19, n. 2, p. 293-306, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/Rty8D5>>.

_____. Os efeitos assimétricos da taxa de câmbio real sobre a conta de viagens internacionais do balanço de pagamentos brasileiro. **Boletim Informações Fipe**, n. 326, nov. 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/fmm2Pf>>.

SAKAI, M.; BROWN, J.; MAK, J. Population aging and Japanese international travel in the 21st century. **Journal of travel research**, v. 38, p. 212-220, fev. 2000.

SANTOS, G. E. O. Forecasting tourism demand by disaggregated time series data-empirical evidence from Spain. **Tourism economics**, v. 15, n. 2, p. 467-472, 2009.

SHEN, S.; LI, G.; SONG, H. Effect of seasonality treatment on the forecasting performance of tourism demand models. **Tourism economics**, v. 15, n. 4, p. 693-708, dez. 2009.

SONG, H.; LI, G. Tourism demand modelling and forecasting : a review of recent research. **Tourism management**, v. 29, n. 2, p. 203-220, Apr. 2008.

SONG, H. *et al.* Tourism demand modelling and forecasting: how should demand be measured? **Tourism economics**, v. 16, n. 1, p. 63-81, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/csJyFJ>>.

SONG, H.; ROMILLY, P.; LIU, X. An empirical study of outbound tourism in the UK. **Applied economics**, v. 32, n. 5, p. 611-624, 2000.

SONG, H.; WONG, K. K. F.; CHON, K. K. S. Modelling and forecasting the demand for Hong Kong tourism. **Hospitality management**, v. 22, n. 4, p. 435-451, dez. 2003.

UNWTO – WORLD TOURISM ORGANIZATION. **UNWTO world tourism barometer**, v. 8, n. 2, jun. 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/1M1W3>>.

VANEGAS, M.; CROES, R. R. Evaluation of demand US tourist to Aruba. **Annals of tourism research**, v. 27, n. 4, p. 946-963, out. 2000.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Barbara Pimentel (estagiária)

Karen Aparecida Rosa (estagiária)

Tauânara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Wanessa Ros Vasconcelos (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 3315 5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 11/13,2 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m² (miolo)
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF
