

O Mercado Publicitário no Brasil e seus Determinantes Macroeconômicos: um Estudo a partir do Princípio da Constância Relativa

The Advertising Market in Brazil and its Macroeconomic Determinants: a Study based on the Relative Constancy Principle

Fábio Pesavento*

André de Mattos Marques**

Resumo: Nos últimos anos, o crescimento do mercado publicitário brasileiro é notável, contudo não se encontram estudos que busquem uma compreensão mais ampla dessa dinâmica. Tradicionalmente, emprega-se o Princípio da Constância Relativa (PCR), o qual estabelece uma relação entre o desempenho do PIB e os gastos com propaganda. Para o período analisado (1997-2010), o PCR não encontrou suporte empírico. Para aprofundar a análise, empregou-se a Análise de Componentes Principais a fim de mensurar a influência de outros fatores macroeconômicos sobre o desempenho do mercado publicitário brasileiro. Os resultados sugerem que a dinâmica do mercado interno/externo (associado à expansão industrial e à queda do desemprego) explica 41% da variabilidade total dos dados, constituindo a principal explicação para as despesas em propaganda no período.

Palavras-chave: Fatores macroeconômicos. Despesas com propaganda. Análise de componentes principais. Economia brasileira.

Abstract: In recent years, the growth of the Brazilian advertising market is remarkable. However there are few studies that seek a broader understanding of this dynamic. Traditionally, the Principle of Relative Constancy (PCR) is used, which establishes a relationship between the performance of GDP and advertising expenditures. For the period analyzed (1997-2010), the PCR did not find empirical support. For further analysis, we used the Principal Components Analysis in order to measure the influence of other macroeconomic factors on the performance of the Brazilian advertising market. The results suggest that the dynamics of domestic/external (associated with industrial expansion and falling unemployment) explains 41% of the total variability of the data, that being the main explanation for the expenditure on advertising in the period.

Keywords: Macroeconomic factors. Advertising, principal component analysis. Brazilian economy.

* Doutor em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor da ESPM-Sul. E-mail: uffpesavento@gmail.com

** Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: 00094751@ufrgs.br

1 Introdução

O mercado publicitário, especialmente nas últimas duas décadas, passou por alterações qualitativas substanciais e encontra-se em franca expansão (PESAVENTO; MARQUES, 2016). Em particular, a televisão por assinatura e a internet ganharam crescente espaço como meios de comunicação e formação das preferências dos consumidores. As empresas, visando manter ou aumentar sua participação no mercado, fizeram grandes investimentos em propaganda. No Brasil, em um contexto de estabilidade de preços e abertura econômica, o mercado publicitário apresentou forte expansão, e diversos fatores podem ter contribuído (positiva ou negativamente) para esse resultado. Em particular, fatores de ordem macroeconômica, como a expansão da produção e do emprego (mercado interno), trajetória de redução da taxa básica de juros da economia, baixa volatilidade do mercado financeiro e o desempenho favorável do setor externo (principalmente até 2008).

Diversos estudos têm relacionado teoricamente fatores microeconômicos às despesas em propaganda das empresas (ver BAGWELL, 2005). Todavia, são escassos os trabalhos que procuram determinar os fatores macroeconômicos capazes de influenciar de forma decisiva as despesas em propaganda das empresas. No geral, esses estudos se limitam a referir o Princípio da Constância Relativa (PCR), em que se postula uma relação empírica definida entre as despesas com propaganda das empresas e o Produto Interno Bruto (PIB) (DOYLE, 2002). Todavia, Chang e Chan-Olmsted (2005) e Wurff, Bakker e Picard (2008), sugerem que evidências empíricas mais recentes não corroboram tal asserção teórica. Os autores concluem pela rejeição do PCR para um conjunto de países desenvolvidos (membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico OCDE, predominantemente). Por esse motivo, esses mesmos autores sugerem a inclusão de um conjunto de variáveis macroeconômicas adicionais, além do PIB, que ajude a explicar o desempenho do mercado publicitário dos países.

Assim, uma pergunta que imediatamente se coloca é: poder-se-á validar o PCR para o Brasil? Em caso contrário, que outros indicadores (como taxa de câmbio, inflação, taxa de juros) poderão interferir no desempenho do mercado publicitário brasileiro? Em trabalho recente, Pesavento e Marques (2012) enfatizaram a importância do ambiente macroeconômico para explicar a evolução das despesas em propaganda no Brasil. A conclusão dos autores (condicionada pelo número de variáveis utilizadas) é de que o fator estabilidade não exerceu influência decisiva, apresentando uma baixa correlação com o desempenho do mercado publicitário no período analisado.

Tendo em conta os resultados encontrados por Pesavento e Marques (2012) e Wurff, Bakker e Picard (2008), especialmente Chang e Chan-Olmsted (2005), o

objetivo do presente estudo é testar o PCR no Brasil e detectar eventuais influências de outros fatores macroeconômicos capazes de determinar a evolução das despesas em propaganda das empresas no período 1997-2010 nas diversas mídias. Para isso, dois modelos analíticos foram especificados para testar o PCR (modelos A e B). Em seguida, atendeu-se a sugestão de Chang e Chan-Olmsted (2005, p. 355), incorporando variáveis macroeconômicas adicionais, procurando capturar a influência do mercado interno/externo, a volatilidade do mercado financeiro internacional, a evolução e a volatilidade da inflação brasileira no período.

O presente estudo foi organizado em quatro seções além desta introdução. Inicia-se com a apresentação da literatura que relaciona aspectos macroeconômicos com as despesas em propaganda, depois é apresentada a metodologia e a base de dados empregada na análise. Na quarta seção são discutidos os resultados encontrados e, por fim, apresenta-se uma breve conclusão.

2 O Princípio da Constância Relativa, aspectos Macroeconômicos e Despesas em Propaganda

A literatura que analisa a relação entre aspectos macroeconômicos e as despesas em propaganda pelas empresas é escassa e situa-se num plano bastante geral (WURFF, BAKKER, PICARD, 2008; CHANG, CHAN-OLMSTED, 2005; MOLINARI, TURINO, 2006). O principal marco teórico para analisar essa relação é o Princípio da Constância Relativa (PCR).¹ Segundo essa interpretação, cada país apresenta uma relação constante entre gastos com propaganda e o PIB (DOYLE, 2002). O PCR foi originalmente formulado por McCombs (1972). Segundo o autor: “[...] the level of spending on mass media by consumers and advertisers is determined by the general state of the economy. Any change in the level of the economy causes a parallel change in spending on mass media” (MCCOMBS, 1972. p. 10). Postula-se que quanto maior o nível de atividade de uma economia, provavelmente maior o volume de investimentos em propaganda verificado nas diversas mídias (jornais, revistas, livros, televisão a cabo, internet, rádio, televisão aberta, cinema, etc.).

Os trabalhos empíricos seguintes não encontraram resultados conclusivos sobre uma relação estável entre dispêndio em propaganda e o PIB. Enquanto, para McCombs (1972), McCombs e Eyal (1980) o PCR é consistente com a evidência empírica, Dupagne (1997), Noh (1997), Glascock (1993), Wood (1986), Wood e O’Hare (1991), Rehme e Weisser (2007) apontam o contrário. Diante da diversidade de resultados, há, portanto, espaço para se aprofundar a compreensão des-

1 Uma aplicação para a economia brasileira é encontrada em Lins (2007). Uma abordagem semelhante em Fortunato, Ness, Motta (2009).

sa temática, testando-se o PCR com dados de séries temporais para a economia brasileira.

Na tentativa de encontrar outras evidências e variáveis, além do PIB, os pesquisadores lançaram mão de diferentes metodologias e indicadores macroeconômicos. Os trabalhos de Demers (1994) e de Dupagne (1997), por exemplo, encontraram resultados pouco conclusivos para estabelecer uma relação estável entre variáveis macroeconômicas e os investimentos em propaganda. Enquanto Demers (1994) empregou o tamanho da população e a relação de trabalhadores urbanos com o total, Dupagne (1997) utilizou a população e o nível geral de preços, em que obteve uma relação significativa com os gastos de propaganda. Porém, descartou os resultados encontrados sobre os investimentos em propaganda relacionados ao desemprego e à taxa de juros.

Por sua vez, Chang e Chan-Olmsted (2005) empregaram em sua análise informações do PIB, população, investimento direto, liberdade de economia e liberdade de imprensa. Os resultados que alcançaram sugerem que, além do PIB, apenas o indicador de liberdade econômica guardaria algum poder explicativo. Outro resultado do trabalho é que dentro da amostra de 30 países, os autores concluem que não foi possível corroborar o Princípio da Constância Relativa. Esses autores sugeriram a inclusão de variáveis adicionais, capazes de melhor explicar a evolução das despesas em propaganda das empresas. Para outros autores, porém, parece estar nítido que, apesar de algumas análises comprovarem tal regularidade (PIB e gastos com propaganda), elas “[...] não são capazes de estabelecer uma relação entre esta e outras variáveis macroeconômicas” (LINS, 2007, p. 1).

Outros resultados importantes podem ser encontrados em Wurff, Bakker e Picard, (2008) e Molinari e Turino (2006). Nesse último caso, Molinari e Turino (2006) encontraram uma relação positiva (correlação) dos dispêndios de propaganda com o PIB. Porém, eles destacam o efeito marginal que um tem sobre o outro. Por sua vez, Picard (2001) destaca os efeitos dos investimentos em propaganda quando a economia atravessa uma recessão (ver KAMER, 2002). Os resultados apontam para uma redução no volume de investimentos (especialmente a mídia impressa) (ver COSTA, 2006).

Em resumo, o principal marco teórico que relaciona a macroeconomia com o mercado publicitário é o PCR. O mesmo parece não explicar, isoladamente, os gastos em propaganda. Nesse sentido, a bibliografia sugere a incorporação de novas variáveis macroeconômicas a fim de aprofundar o entendimento sobre a dinâmica da propaganda.

3 Base de Dados e Metodologia

Nesta seção, inicialmente, faz-se a descrição da base de dados utilizada no trabalho, e também são apresentadas detalhadamente as definições das variáveis e as fontes das informações. A seguir, são apresentados os dois principais modelos de análise a serem estimados a partir dos dados.

3.1 Descrição da Base de Dados

A metodologia empregada no trabalho é similar ao trabalho de Longstaff *et al.* (2007) e Selover (1999), no que se refere ao emprego da Análise de Componentes Principais (ACP) conjuntamente com Análise de Regressão.² Silva *et al.* (2009) utilizaram a análise fatorial a partir da estimação das componentes principais para detectar tipologias nos municípios mineiros a partir de suas principais características sociais, econômicas, e institucionais de desenvolvimento rural sustentável. Mingoti e Silva (1997) utilizaram essa metodologia na comparação de estabelecimentos comerciais em Belo Horizonte, Minas Gerais. No presente estudo foi utilizada ACP após a estimação da volatilidade do câmbio, da inflação e do mercado financeiro global, visando mensurar a sensibilidade dos investimentos em propaganda em relação aos fatores macroeconômicos mais importantes para explicar seu desempenho.

Um dos principais objetivos da aplicação desses métodos de análise de dados é a redução da dimensionalidade e a quantificação da importância de cada variável nas componentes principais não correlacionadas, obtidas a partir dos dados originais. Todavia, a sua aplicação exige um grau mínimo de correlação entre as variáveis. Pré-testes de adequação dos dados, em geral, devem ser realizados para garantir a confiabilidade dos resultados. O teste de esfericidade de Bartlett e/ou o coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) são, em geral, os mais aceitos na literatura (MINGOTI, 2005).

Variáveis macroeconômicas como PIB, produção industrial, investimento das empresas, taxa de desemprego, reservas/importações, inflação e volatilidade, índice de preços das ações, etc., apresentam elevado percentual de interdependência entre si, o que configura uma característica desejável para a ACP. Quanto mais correlacionadas as variáveis, menor o número de componentes ortogonais que conterão a informação relevante sobre a base de dados. Por esse motivo, são obtidas estimativas mais robustas quando são empregadas as componentes (ou seus scores) não correlacionadas derivadas da ACP na análise de regressão em geral.

² Ver Johnson; Wichern (1999, cap. 8) para um grande número de exemplos de aplicações. Ver também os vários exemplos referidos em Mingoti (2005).

A base de dados utilizada no estudo foi a Macrodados on Line (2011) quanto à variável investimento total das mídias, com frequência mensal, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2010, deflacionada pelo IGP-DI e dessazonalizada. A escolha do período foi condicionada pela disponibilidade dos dados referentes às despesas em propaganda nas diversas mídias. As variáveis macroeconômicas selecionadas, que refletem os fatores macroeconômicos que podem influenciar o mercado publicitário foram obtidas no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2011), Banco Central do Brasil (2011) e da *Economagic Time Series Page* (ECONOMAGIC, 2011). O Quadro 1 descreve as variáveis macroeconômicas que se espera que estejam relacionadas com os investimentos em propaganda. A justificativa teórica para cada variável do quadro é apresentada a seguir.

Com relação a essas variáveis, pode-se supor que os indicadores de atividade econômica, como PIB real (deflacionado pelo IGP-DI), crédito ao setor privado, produção industrial e queda na taxa de desemprego tendem a contribuir positivamente para os investimentos em propaganda, pois são indicadores de expansão da demanda para a produção das empresas. Em particular, um maior nível de atividade econômica poderá aumentar o número de consumidores situados na faixa de consumo potencial, que são alvo dos investimentos em propaganda. Para visualizar esses comportamentos, a trajetória das variáveis utilizadas está sintetizada nas Figuras 1, 2 e 3 do Apêndice.

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas no estudo (jan. 1997 a dez. 2010)

Variável: descrição (unidade de medida)
PIBREAL: Produto interno bruto real – mensal – (R\$, milhões) Banco Central do Brasil.
PROD: produção industrial – ind. geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100)
CRED: Operações de crédito ao setor privado (R\$, milhões).
IPCA: inflação (%).
UR: taxa de desemprego (%).
RM: reservas internacionais como proporção das importações.
SELIC: taxa de juros – over/Selic (%).
VOLDJ: volatilidade dos retornos do índice Dow Jones.
VOLP: volatilidade da inflação, (%).
VOLNQ: volatilidade dos retornos do índice NASDAQ.
VOLE: volatilidade da taxa de câmbio nominal.
Y: Investimento das empresas em propaganda, deflacionado pelo IGP-DI (R\$).

Fonte: Elaboração própria.

Em particular, a taxa monetária de juros, por sua vez, tende a ser um indicador prospectivo para os investimentos em propaganda, na medida em que seus efeitos sobre o setor real da economia são defasados no tempo. A expectativa de alta taxa de juros tende a arrefecer o ânimo dos empresários com relação à demanda pelo seu produto e ao custo do crédito para produção da indústria. Por isso, espera-se, teoricamente, que uma política monetária mais restritiva tenha correlação negativa com os investimentos em propaganda.

Quanto ao comportamento da inflação e sua volatilidade, espera-se teoricamente que as despesas com propaganda estejam correlacionadas com a estabilidade macroeconômica. Na medida em que for mantida baixa inflação e sua volatilidade, supõe-se uma melhora na construção de cenários vindouros, auxiliando no planejamento quer do orçamento familiar (consumidores) quer da receita e despesa das empresas. Essa estabilidade de preços é desejável também, pois as firmas podem direcionar seus investimentos para outras áreas que não a financeira (que predominava na agenda das empresas brasileiras durante o período hiperinflacionário) (CASTRO, 2001).

Outro ponto importante foi a abertura econômica promovida no início dos anos 1990 (aumentando a presença de produtos estrangeiros). Nesse sentido, as organizações tiveram que investir em setores que tradicionalmente não recebiam recursos (como o setor de marketing). Assim, verificou-se a intensificação da presença da inovação, quer em produtos, quer em processos (como *Just in Time*, *Kan Ban*, *Gerência da Qualidade Total*). Assim, após o Plano Real (1994), as empresas iniciaram um processo de “enxugamento”, direcionando o foco para o produto e o processo. Além disso, o contexto era o de valorização do salário real (ante a estabilização dos preços), o que, associado à entrada de produtos importados, exigia investimentos em propaganda por parte das empresas.

Em particular, como as despesas em propaganda visam a elevação da demanda do consumidor pelo produto da firma, sua relação com o comportamento da inflação pode ser assim sintetizada. Primeiro, em contexto de baixa inflação, os consumidores se deparam com um maior poder de compra ao longo do tempo, e então tornam-se mais suscetíveis às ações de marketing das empresas. Segundo, em ambiente de inflação baixa, a poupança financeira indexada (no caso do Brasil), que servia como *hedge* à elevação dos preços, deixa de ser atrativa, e as mercadorias e serviços reais passam a ser preferidos com a queda da inflação. Terceiro, com a queda da volatilidade da inflação cai também a incerteza do consumidor em relação à sua renda real futura. Com alta volatilidade dos preços, os consumidores em geral adiam suas compras. Todos esses aspectos foram observados na economia brasileira por ocasião da estabilização dos preços e ajudam a explicar porque as despesas em propaganda tendem a crescer quando o nível de inflação e sua volatilidade são baixos (BACHA, 1998).

Com relação ao desempenho do setor externo da economia, a razão reservas/importações (RM) reflete a capacidade do país de quitar seus compromissos externos em moeda estrangeira, e a influência da euforia ou pessimismo do mercado financeiro internacional é representada pela volatilidade estimada dos índices NASDAQ e *Dow Jones*. A ideia básica é que, quanto maior o acúmulo de reservas internacionais como proporção das importações, que são compromissos externos, melhores são as condições para o crescimento do PIB, uma vez que o aumento do produto poderá aumentar também as importações da economia. Como essa variável é medida em meses, ela reflete o período de tempo em que as reservas disponíveis são capazes de manter (sem empréstimos externos) o nível de importações da economia brasileira (SACHS; LARRAIN, 2000).

A inclusão da volatilidade estimada dos principais mercados financeiros norte-americanos (*Dow Jones* e NASDAQ) tem o objetivo de capturar fatores financeiros globais que normalmente tem repercussão positiva ou negativa sobre o mercado doméstico, como a crise norte-americana de 2008 sobre as expectativas das empresas acerca das condições de crédito. Em geral, crises financeiras sinalizam para as empresas restrições futuras na concessão de crédito pelos bancos para produção e consumo, refletindo aumento na preferência por liquidez dos agentes econômicos. Ademais, há evidência bem documentada de que choques no mercado financeiro norte-americano são transmitidos globalmente para diversas economias (ROLL, 1988; LOGSTAFF *et al.*, 2007).

Economias em desenvolvimento frequentemente enfrentam crises cambiais e de balanço de pagamentos por restrições de reservas para pagar por suas importações (fenômeno que a variável RM pode representar). Em geral, há duas formas de obtê-las: através das exportações de produtos primários ou de maior intensidade tecnológica, ou, alternativamente, tomando-se empréstimos do exterior através da conta capital. Estratégia essa conhecida como crescimento com poupança externa, que tem sido a opção política preferida pelo Brasil.

Uma medida do desempenho do setor externo é, então, a razão RM. Espera-se teoricamente que haja uma correlação positiva com os investimentos em propaganda, já que esse indicador reflete a sustentabilidade do crescimento doméstico com relação ao setor externo da economia. Um aspecto adicional ao emprego daquela variável é a crescente internacionalização do mercado de propaganda brasileiro, seja pelo aumento do investimento externo direto no Brasil, seja pelo crescimento da participação de empresas de capital nacional no exterior.

Como a análise contempla um período histórico da economia brasileira em que predomina o regime de câmbio flexível, espera-se não apenas que o mercado interno, caracterizado pelo crescimento da produção e do emprego em contexto de estabilidade dos preços, mas também que o desempenho do setor externo e

da volatilidade do mercado financeiro internacional tenha exercido importante influência sobre o mercado publicitário no Brasil.

3.2 Modelo Analítico

O objetivo desta seção é apresentar os modelos teóricos utilizados na análise. Inicialmente, para testar o PCR no Brasil, seguindo-se a abordagem de Chang e Chan-Olmsted (2005), dois modelos analíticos foram especificados. O Modelo A testa se as despesas de propaganda mantêm uma relação constante como proporção do PIB. Nesse caso, os coeficientes das demais variáveis macroeconômicas (além do PIB) seriam não significativos. O Modelo B, por sua vez, postula que as despesas de propaganda são independentes da tendência temporal, dependendo apenas da evolução do PIB do país (o coeficiente da tendência temporal seria estatisticamente não significativo). Embora os dados do PIB provenientes das Contas Nacionais sejam divulgados apenas em frequência mensal, o Banco Central do Brasil disponibiliza essa variável em valores correntes, em frequência mensal. Neste estudo, ela foi deflacionada pelo IGP-DI. A variável taxa de desemprego, sugerida por Pesavento e Marques (2012), foi utilizada apenas na ACP,³ pois não apresenta uma relação estável de longo prazo com as despesas em propaganda no Brasil, conforme se depreende dos resultados para o teste de cointegração, mostrados na Tabela 10 do Apêndice. Portanto, os dois modelos a serem estimados são especificados como:

$$\text{Modelo A: } Y = \theta + \pi_1 \text{PIBREAL} + \pi_2 \text{IPCA} + \pi_3 \text{VOLP} + \pi_4 \text{SELIC} + \varepsilon_t^A$$

$$\text{Modelo B: } Y = \kappa + \delta_1 \text{PIBREAL} + \delta_2 t + \varepsilon_t^B$$

Onde Y são as despesas em propaganda, PIBREAL é o produto interno bruto real da economia,⁴ IPCA é a taxa de inflação da economia, VOLP é volatilidade estimada da taxa de inflação, SELIC é taxa básica de juros da economia fixada pelo Banco Central e ε_t^A e ε_t^B são ruídos brancos com as propriedades tradicionais (seguem distribuição normal, com média zero e variância constante).

A estimação de ambos os modelos poderá fornecer evidências de que mais variáveis macroeconômicas devam ser incluídas na análise. A estratégia seguinte consistiu em incluir uma grande variedade de variáveis macroeconômicas que

3 Esta escolha foi feita com base na Lei de Okun (ver WEBER, 1995). A correlação calculada entre as variáveis PIBREAL e UR foi de -0,8248 com estatística $t = -18,7935$. Portanto, a taxa de desemprego é altamente correlacionada com o produto real mensal e o coeficiente de correlação é estatisticamente significativo a 1% de probabilidade. A ACP não faz nenhuma suposição sobre distribuição de probabilidades nem de cointegração entre as variáveis.

4 Os autores são gratos a um parecerista anônimo da Revista pela inclusão dessa variável.

podem ajudar a explicar o desempenho do mercado publicitário no Brasil, pois os resultados das estimações dos Modelos A e B não corroboram o Princípio da Constância Relativa. Os resultados das estimativas dos Modelos A e B acima se encontram nas Tabelas 8 e 9 do Apêndice.

Para incluir novas variáveis candidatas, foram especificados e estimados modelos de volatilidade para a variação da taxa de câmbio e taxa de inflação e para os retornos do mercado financeiro norte-americano, e, por fim, utilizando-se ACP foram identificados os três fatores mais importantes na explicação da evolução dos investimentos em propaganda no período.

O principal objetivo da ACP é explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório X formado por p variáveis aleatórias (base de dados), através de uma combinação linear das variáveis originais. As k ($k \leq p$) combinações lineares são denominadas componentes principais e são não correlacionadas entre si, assim como os scores derivados dessas componentes.

É possível obter p componentes principais, porém, o que em geral se deseja é um pequeno número k de componentes que permita sua interpretação. Desse modo, a estrutura de variabilidade do vetor aleatório inicial X é aproximada pela estrutura de variabilidade das k componentes principais. A qualidade dessa aproximação depende do número de componentes retidas na análise e pode ser medida pela proporção da variância total explicada pelas componentes retidas.

A obtenção das componentes, bem como sua análise e interpretação, requer uma sequência de passos, de modo que: (1) se obtenha a matriz de correlação amostral dos dados, R ; (2) proceda-se à decomposição espectral da matriz de correlação em seus autovalores e autovetores normalizados; e (3), aplicando-se certos critérios, k componentes são retidas e analisadas na medida em que sejam relacionadas com as variáveis originais. Essa análise é feita através da estimação da covariância e da correlação entre as variáveis originais e as componentes retidas.

Sinteticamente, seja $X = (X_1 X_2 \dots X_p)^T$ um vetor aleatório (de dados) com um vetor de médias $\mu = (\mu_1 \mu_2 \dots \mu_p)^T$ e matriz de correlação R_{pp} , cujos autovalores são $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$, com seus respectivos autovetores normalizados e_1, e_2, \dots, e_p ; sendo que o autovetor e_i é denotado por $e_i = (e_{i1} e_{i2} \dots e_{ip})^T$. A i -ésima componente principal obtida a partir da matriz R_{pp} , $i = 1, 2, \dots, p$ é definida como:

$$\hat{X} = \lambda_1^{-1/2} e_1^T X + \lambda_2^{-1/2} e_2^T X + \dots + \lambda_p^{-1/2} e_p^T X \quad (1)$$

Cuja média e variância serão dados, respectivamente, por:

$$E\{Y_i\} = \mathbf{e}_i^T \boldsymbol{\mu} = e_{i1}\mu_1 + e_{i2}\mu_2 + \dots + e_{ip}\mu_p \quad (2)$$

$$VAR\{Y_i\} = \mathbf{e}_i^T \boldsymbol{\Sigma}_{pxp} \mathbf{e}_i = \lambda_j \quad (3)$$

Em que $\boldsymbol{\Sigma}_{pxp}$ é a matriz de variância-covariância do vetor aleatório \mathbf{X} . Sendo que a covariância entre as componentes i e k , $i \neq k$ é nula, $COV(Y_i, Y_k) = 0$. Como os autovalores estão ordenados em ordem decrescente, a primeira componente terá a maior variância, e a p -ésima, a menor. A proporção da variância total de \mathbf{X} que é explicada pela i -ésima componente principal é dada por:

$$\frac{VAR\{Y_i\}}{VAR(\mathbf{X})} = \frac{\lambda_i}{Traço(\boldsymbol{\Sigma}_{pxp})} = \frac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^p \lambda_i} \quad (4)$$

Sendo que a proporção da variância total, que é explicada pelas k primeiras componentes principais, é dada por:

$$\frac{\sum_{i=1}^k VAR\{Y_i\}}{VAR(\mathbf{X})} = \frac{\sum_{i=1}^k \lambda_i}{Traço(\boldsymbol{\Sigma}_{pxp})} = \frac{\sum_{i=1}^k \lambda_i}{\sum_{i=1}^p \lambda_i} \quad (5)$$

Sendo assim, um conjunto k -dimensional ($k \leq p$) de variáveis aleatórias poderá ser analisado, ao invés de um conjunto p -dimensional, sem que com isso se perca muita informação sobre a estrutura de variâncias e covariâncias do vetor (de dados) original X . Pela decomposição espectral da matriz \mathbf{R}_{pxp} , mostra-se que $\mathbf{R} = \mathbf{P}\boldsymbol{\Lambda}\mathbf{P}^T$, em que \mathbf{P} é a matriz composta pelos autovetores de \mathbf{R}_{pxp} em suas colunas e $\boldsymbol{\Lambda}$ é a matriz diagonal de autovalores de \mathbf{R}_{pxp} . Assim, as componentes principais obtidas pela decomposição da matriz \mathbf{R}_{pxp} serão invariantes às escalas de medida das variáveis originais que compõem o vetor X .

Desse modo, é possível obter uma interpretação geométrica do vetor X , agora com k dimensões, e também o peso ou importância de cada variável original sobre as componentes ortogonais. Ferreira (2008) mostra que, obtendo-se as componentes principais a partir da matriz \mathbf{R}_{pxp} , a covariância entre as variáveis originais e as componentes principais pode ser obtida pela expressão:

$$Cov(\mathbf{Y}, \mathbf{X}) = \Lambda \mathbf{P}^T \quad (6)$$

E, finalmente, a correlação entre as componentes principais e o vetor de originais será dada por:

$$Cor(\mathbf{Y}, \mathbf{X}) = \Lambda^{\frac{1}{2}} \mathbf{P}^T \quad (7)$$

Admitindo-se a suposição de que o vetor aleatório \mathbf{X} das variáveis originais segue distribuição normal p -variada, pode-se testar a hipótese de que a matriz de correlação populacional é uma identidade, contra a hipótese alternativa bicaudal. Na prática, a não rejeição da hipótese nula indica que as variáveis são não correlacionadas, e, portanto, inadequadas para a análise de correlação. A estatística de teste é dada por:

$$T = - \left\{ n - \frac{1}{6} (2p + 1) \right\} \left\{ \sum_{j=1}^p \ln(\hat{\lambda}_j) \right\} \quad (8)$$

Em que T é a estatística de teste, n é o tamanho da amostra, p é o número de variáveis, $\hat{\lambda}_j$ são os autovalores estimados a partir da matriz de correlação amostral \mathbf{R} do vetor \mathbf{X} . Para n suficientemente grande, a estatística T tem uma distribuição qui-quadrado com $\frac{1}{2} p(p-1)$ graus de liberdade.

O modelo especificado para estimar a volatilidade dos retornos dos índices de ações *Dow Jones*, *NASDAQ*, câmbio nominal e inflação é descrito pelas equações (9) e (10) a seguir. Em particular, segue-se a abordagem de Engle (1982), generalizada por Bollerslev (1986). Essa abordagem é empregada em análise de séries temporais financeiras para se estimar a volatilidade condicional de uma variável de interesse. Para uma *survey* abrangente dessa literatura, pode-se consultar Nelson (1991). O modelo básico ARCH-GARCH (1,1), utilizado para estimar a volatilidade condicional, pode ser expresso por:

$$y_t = \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

Em que (9) é a equação para a média, que depende de variáveis exógenas e um termo de erro. A expressão (10), que descreve o comportamento da volatilidade (variância) condicional (σ_t^2), é função de três termos: a média ω ; o quadrado dos resíduos da equação da média (9), ε_{t-1}^2 (termo ARCH); e a variância condicional do período passado, σ_{t-1}^2 (termo GARCH). Todos os resultados e estimativas dos coeficientes encontram-se na Tabela 7, disposta no Apêndice.

4 Apresentação e Discussão dos Resultados

O objetivo desta seção é de apresentar os resultados empíricos encontrados. Inicialmente, são feitos comentários sobre a trajetória temporal (gráficos disponíveis no anexo) das variáveis analisadas e sua relação com a evolução das despesas de propaganda. A seguir, se apresenta a matriz de correlação R entre o gasto em propaganda das empresas e as variáveis selecionadas. Posteriormente, são discutidos os resultados da ACP, isso é, depois da estimação da matriz R , extrai as três primeiras componentes principais. Por fim, se passa para a análise das covariâncias e correlações das componentes com as variáveis originais selecionadas.

A análise da evolução temporal das variáveis permite que algumas conclusões gerais possam ser extraídas. Primeiro, há uma clara tendência de aumento nos investimentos em mídia no Brasil, especialmente de 2002 em diante. É também desse período em diante que o setor externo da economia brasileira passa a ter um melhor desempenho, evidenciado pela trajetória da razão reservas/importações. Schettini *et al.* (2011) observam que, desde 2002, o setor externo da economia brasileira teve seu desempenho liderado pelo crescimento da economia mundial. Com a crise de 2008, espera-se um arrefecimento no desempenho do setor externo.

Segundo, os investimentos em propaganda em geral acompanham a produção industrial, a expansão do crédito, a trajetória de redução da taxa de juros e a trajetória de queda da taxa de desemprego no período. O desempenho do mercado interno, portanto, também em expansão, pode ter sua parcela de explicação nas decisões de investimento em propaganda das empresas. Observa-se que, em 2003, em um dos mais altos níveis de desemprego no período, tem-se o menor nível dos investimentos em propaganda.

Terceiro, quando se analisa a trajetória dos preços, tendo-se em conta o nível mensal de inflação e sua volatilidade, constata-se que no período considerado houve apenas dois picos de alta inflação e de volatilidade: mormente a inflação que se seguiu à mudança de regime cambial, no início dos anos 2000, provocada pelo *overshooting* da taxa de câmbio, e o segundo momento, por ocasião das eleições presidenciais em 2002. Excetuando-se esses dois momentos, há relativa estabilidade, tanto no nível de inflação mensal quanto em sua volatilidade. Veicula-se frequentemente que a estabilidade de preços com baixa volatilidade pode ter sua parcela de explicação sobre as decisões de investimento em propaganda das empresas. Na Tabela 1, é apresentada a matriz de correlação R entre as variáveis originais descritas no Quadro 1. Estão em destaque alguns coeficientes de correlação para facilitar a leitura e interpretação dos resultados a seguir. O objetivo inicial da estimação de R é procurar detectar padrões de relacionamento linear entre as variáveis de interesse.

Tabela 1 - Matriz de correlação entre as variáveis originais

	PROD	CRED	IPCA	UR	RM	SELIC	VOLDJ	VOLP	VOLNQ	VOLE	Y
PROD	1,00										
CRED	0,87	1,00									
IPCA	-0,11	-0,13	1,00								
UR	-0,72	-0,85	0,16	1,00							
RM	0,46	0,70	-0,11	-0,62	1,00						
SELIC	-0,76	-0,70	0,10	0,60	-0,45	1,00					
VOLDJ	-0,28	0,13	0,19	-0,05	0,31	0,21	1,00				
VOLP	-0,17	-0,15	0,48	0,19	-0,11	0,23	0,29	1,00			
VOLNQ	-0,36	-0,16	0,13	0,09	-0,20	0,05	0,49	0,05	1,00		
VOLE	-0,15	-0,05	0,25	0,11	-0,04	0,31	0,25	0,04	0,27	1,00	
Y	0,52	0,63	-0,39	-0,71	0,45	-0,47	-0,11	-0,35	-0,18	-0,19	1,00

Fonte: Elaboração própria.

A análise da matriz de correlação permite que sejam extraídas as seguintes conclusões: primeiro, a produção industrial, a expansão do crédito e a redução do desemprego têm as maiores correlações com os investimentos em propaganda das empresas. Esse resultado corrobora a ideia disseminada por alguns autores, como Lins (2007), de que o aumento do número de consumidores em potencial na faixa de consumo de certos bens pode elevar a eficácia de uma campanha de propaganda e, conseqüentemente, o nível de investimentos em propaganda nesse setor.

Segundo, a redução progressiva da taxa de juros básica da economia ao longo dos anos 2000 também teve efeito positivo sobre a propaganda das empresas. Os resultados indicam uma correlação negativa moderada entre a taxa básica de juros e os investimentos em propaganda. A redução da taxa de juros manifesta-se na expansão do crédito bancário disponibilizado ao setor privado, que tem correlação positiva com a propaganda das empresas.

Terceiro, com relação às variáveis que refletem estabilidade de preços, nível e volatilidade da inflação, constata-se que ambas têm influência negativa sobre o mercado publicitário, em magnitude similar. Uma maior volatilidade reflete incerteza quanto à evolução futura dos preços da economia. Embora as despesas com propaganda sejam realizadas visando-se uma campanha dentro do ciclo econômico, os resultados indicam que as empresas internalizam as expectativas com relação à formação de preços e à sua evolução futura ao decidir uma campanha de propaganda.

Quarto, com relação ao desempenho do setor externo da economia, obteve-se o resultado esperado. Quanto maior a razão reservas/importações, maiores

os investimentos em propaganda. A sustentabilidade do crescimento econômico com relação às contas externas influencia positivamente os investimentos em propaganda das empresas, em magnitude moderada, similar à da taxa básica de juros.

Quinto, quanto aos aspectos financeiros internacionais, tanto a volatilidade cambial quanto a volatilidade da bolsa NASDAQ exercem influência negativa sobre o mercado publicitário doméstico, em magnitudes similares (baixa correlação). A volatilidade do índice Dow Jones é desprezível e não significativa. Os resultados indicam que quanto maior o risco cambial e a volatilidade do mercado financeiro internacional, menores as despesas com propaganda das empresas no período analisado.

A estrutura de correlação disposta na matriz R apresenta todos os sinais esperados teoricamente e as magnitudes dos coeficientes indicam vários comportamentos e interdependências entre os investimentos em mídia e o ambiente macroeconômico do Brasil no período 1997-2010. Todavia, as conclusões alcançadas dependem da significância estatística da matriz R , a qual deve ser averiguada pelo teste de Bartlett, cuja estatística é calculada pela expressão (8). O referido teste fornece um resultado para verificar se a matriz de correlação amostral é estatisticamente significativa, o que evidenciará se os coeficientes de correlação estimados têm caráter sistemático ou não.

O resultado desse teste serve também como uma medida de adequação dos dados para a Análise de Componentes Principais que será feita a seguir. Ademais, o coeficiente KMO indicou razoável grau de correlação para Análise de Componentes Principais (ver REIS, 2001). A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de Bartlett e a estimação do coeficiente KMO. A hipótese nula de ausência de correlação pode ser rejeitada a 0,01 de significância.

Tabela 2 - Coeficiente KMO e Teste de Bartlett para a matriz de correlação populacional

Coeficiente KMO	Estatística \hat{T}	P-valor
0,64516	1355,70	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Assim, com esse resultado, conclui-se que a estrutura de correlação anterior, evidenciada pela estimação da matriz R , é de caráter sistemático na economia brasileira, isso é, não casual. A seguir, são apresentados os resultados da Análise de Componentes Principais, cujo objetivo final é simplificar a estrutura de correlação das variáveis originais, reduzindo a sua dimensão original (11 variáveis), em geral, para duas ou três dimensões, com a mínima perda de informação possível. A sequência de apresentação dos resultados segue a abordagem de Ferreira (2008).

Em primeiro lugar, a partir da estimação da matriz R , extraindo-se os autovalores e autovalores, obtém-se a matriz P , e também a matriz Λ .⁵ A proporção da variância total explicada pelas três primeiras componentes principais mensurada de forma individual e cumulativa é apresentada na Tabela 3.

Tabela 3 - Percentagem da variação explicada pelas primeiras componentes principais

Componente	λ_i	% de explicação	% de explicação acumulada
Y_1	4,46412336	41,00	41,00
Y_2	1,93859225	18,00	59,00
Y_3	1,30232967	12,00	71,00

Fonte: Elaboração própria.

Seja pelo critério de Kaiser, em que é necessário reter o número de componentes cujos autovalores sejam iguais ou superiores à unidade, ou pelo critério da percentagem acumulada de explicação, em geral definida em 70%, os resultados acima indicam que a estrutura de correlação dos dados originais pode ser adequadamente representada pelas três primeiras componentes, Y_1 , Y_2 e Y_3 .

A Tabela 3 indica que as três primeiras componentes explicam 71% da variabilidade total dos dados originais. Em particular, a primeira componente será mais

5 Esses resultados estão disponíveis sob demanda. Não foram incluídos por questão de espaço.

importante na análise, uma vez que individualmente explica 41% da variabilidade total dos dados. A segunda componente terá uma importância menor na análise, pois explica 18% da variabilidade dos dados originais, e a terceira componente explica apenas 12% da variabilidade total dos dados.

Seguindo a abordagem tradicional, a análise da importância das variáveis originais sobre as duas componentes acima é realizada com base na covariância e na correlação entre cada componente principal e as variáveis originais. A covariância de cada componente principal com as variáveis originais é obtida pela expressão 6. As variáveis macroeconômicas estão dispostas nas colunas e as componentes nas linhas, seguindo-se a mesma ordenação da matriz *R* apresentada anteriormente. Constata-se que as maiores covariâncias (em módulo) encontram-se na primeira linha, em conformidade com o percentual de explicação dessa componente (41%). Para facilitar a interpretação, os resultados foram dispostos na Tabela 4, apenas para as três componentes retidas.

Tabela 4 - Covariância entre as componentes e as variáveis originais

Compo- nente	Variáveis										
	PROD	CRED	IPCA	UR	RM	SELIC	VOL DJ	VOLP	VOL NQ	VOLE	Y
Y_1	1,84	1,93	-0,68	-1,84	1,46	-1,67	-0,30	-0,73	-0,65	-0,55	1,64
Y_2	0,02	-0,44	-0,68	0,35	-0,55	0,00	-1,16	-0,61	-0,72	-0,66	0,11
Y_3	-0,35	-0,07	-0,70	-0,05	0,05	0,18	0,32	-0,70	0,55	0,23	0,30

Fonte: Elaboração própria.

Pelas informações contidas na matriz *P*, que contém os pesos (autovetores) das variáveis originais em cada componente, a primeira componente pode ser sinteticamente denominada de *dinâmica do mercado interno/externo*. A segunda componente, cujos maiores pesos são relativos à volatilidade do índice *Dow Jones*, *NASDAQ* e volatilidade cambial, pode ser denominada como *fator financeiro* (ou *puramente financeiro*). Com relação à terceira componente, examinando-se a matriz *P*, os maiores pesos referem-se às variáveis inflação e sua volatilidade. Por isso, o terceiro fator será denominado *fator instabilidade*.

Como o dinamismo do mercado interno/externo explica 41% da variabilidade dos dados, a covariância entre as originais e as componentes informa a influência relativa de cada variável para a dinâmica do mercado interno/externo. Observa-se que, nesse aspecto, os investimentos em propaganda têm alta covariância com a dinâmica do mercado interno/externo (1,64), e baixa covariância com

os demais fatores (0,11 e 0,30 respectivamente). Observa-se que a dinâmica do mercado interno/externo foi liderada pela expansão do crédito (1,93), pela queda do desemprego (-1,84) e pela expansão da indústria (1,84).

Na Tabela 5, encontram-se as correlações entre os três fatores, dinamismo do mercado interno/externo, fator financeiro e fator estabilidade e as variáveis originais, que foram obtidas a partir dos resultados da expressão 7. Nesse particular, a constatação mais notável é a alta correlação entre a dinâmica do mercado interno/externo e os investimentos em propaganda (0,82). Ademais, esse fator explica 41% da variabilidade total dos dados. Consta-se, portanto, alta influência desse fator macroeconômico nas decisões de investimento em propaganda das empresas no Brasil. Em contraste, os investimentos em propaganda têm correlação desprezível (próxima de zero) com o fator puramente financeiro (0,05), indicando que o mercado financeiro internacional tem influência desprezível quando comparado aos demais fatores macroeconômicos que determinam a evolução do mercado publicitário no Brasil. Analisando-se o fator instabilidade, constata-se que seu papel é pequeno na explicação dos investimentos em propaganda, pois a correlação é 0,15.

Tabela 5 - Correlação entre as componentes e as variáveis originais

Compo- nente	Variáveis										
	PROD	CRED	IPCA	UR	RM	SELIC	VOL DJ	VOLP	VOL NQ	VOLE	Y
Y_1	0,92	0,96	-0,34	-0,92	0,73	-0,84	-0,15	-0,37	-0,32	-0,28	0,82
Y_2	0,01	-0,22	-0,34	0,17	-0,28	0,00	-0,58	-0,31	-0,36	-0,33	0,05
Y_3	-0,17	-0,04	-0,35	-0,03	0,03	0,09	0,16	-0,35	0,28	0,12	0,15

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados acima evidenciam que, a despeito do fator instabilidade apresentar pequena influência sobre os investimentos em propaganda (0,15), a dinâmica do mercado publicitário no Brasil foi predominantemente determinada pelo dinamismo do mercado interno/externo (0,82). Ademais, embora se veicule com frequência fatores financeiros globais como um risco para as empresas e suas decisões de investimento, constatou-se que não foi esse o caso do Brasil no período estudado.

5 Considerações Finais

As recentes transformações que marcaram a economia brasileira durante as últimas duas décadas incentivaram as empresas brasileiras a investirem em setores que tradicionalmente não recebiam investimentos, em especial nos setores de marketing. Ao mesmo tempo, o aumento do salário real ensejou um novo cenário com maior estabilidade e previsibilidade de variáveis macroeconômicas básicas favorecendo a construção de cenários futuros. Esse contexto permitiu a ampliação do mercado publicitário no Brasil nos últimos anos.

Apesar do crescimento dos gastos com propaganda no Brasil, poucos estudos procuram analisar esse movimento. Assim, o principal objetivo do estudo foi testar o Princípio da Constância Relativa (PCR) no Brasil utilizando dados de séries temporais. A partir de uma base de dados macroeconômicos e das informações sobre os investimentos em mídia das empresas, empregando-se Análise de Regressão e Análise de Componentes Principais não foi possível corroborar o Princípio da Constância Relativa no período analisado. Em particular, os resultados das estimações sugerem que as despesas em propaganda no Brasil são positivamente influenciadas pelo nível de atividade e negativamente pelo nível e volatilidade da inflação, e pela variação defasada da taxa monetária de juros.

Seguindo sugestão de alguns autores, após a inclusão de variáveis macroeconômicas adicionais, foi possível identificar os três fatores macroeconômicos que mais influenciaram o desempenho das despesas de propaganda: a dinâmica do mercado interno/externo, o fator financeiro e o fator instabilidade. O primeiro fator explica 41% da variabilidade total dos dados analisados, constituindo a principal explicação para o desempenho dos investimentos em propaganda no período. Em contraste, o fator financeiro explica apenas 18% da variabilidade total dos dados e tem correlação desprezível com as despesas de propaganda. O fator instabilidade explica apenas 12% da variabilidade dos dados, porém, tem baixa correlação com o desempenho do mercado publicitário.

Os resultados alcançados sugerem que a expansão do crédito bancário e a trajetória de queda no desemprego foram os principais aspectos responsáveis pelo fator dinamismo do mercado interno/externo no período. Em particular, esse é fator que possui maior influência sobre as decisões de investimento em propaganda no Brasil. O fator financeiro exerce influência desprezível e o fator instabilidade tem baixa correlação negativa com os investimentos em propaganda no Brasil.

Em um campo do conhecimento pouco explorado, em geral os estudos são escassos. Contudo, os resultados encontrados devem ser considerados embrionários, ensejando um maior aprofundamento no futuro. Por ser um tema recente dentro da literatura econômica, sua extensão para outros países ou regiões do globo ainda é limitada. Assim, para estudos vindouros, sugere-se que seja explo-

rada a relação de outros países com o desempenho da economia brasileira, comparando-se os gastos em propaganda e seus determinantes macroeconômicos no contexto da economia internacional. Com isso, será possível aprofundar os resultados encontrados, além de traçar um comparativo entre o mercado publicitário doméstico e o de outros países.

Referências

BACHA, E. L. O Plano Real: uma avaliação. In: MERCADANTE, A. (Org.). *O Brasil Pós-Real: a política econômica em debate*. Campinas: Unicamp, 1998. p. 11-69.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Séries temporais*. 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/#/n/seriestemporais>>. Acesso em: 10 nov. 2011.

BAGWELL, K. *The economic analysis of advertising*. New York: Columbia University, 2005. (Discussion paper, n. 0506-01).

BOLLERSLEV, T. *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*. *Journal of Econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

CASTRO, A. B. A. Reestruturação industrial brasileira nos anos 90: uma interpretação. *Revista de Economia Política*, v. 21, n. 3(83), p. 3-26, 2001.

CHANG, B. H.; CHAN-OLMSTED, S. Relative constancy of advertising spending: a cross-national examination of advertising expenditures and their determinants. *Gazette*, v. 67, n. 4, p. 339-357, 2005.

COSTA, R. F. *Percepção humana como variável decisiva em teorias de Economia Industrial sobre propaganda*. 2006. 84 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2006.

DEMERS, D. P. Relative constancy hypothesis, structural pluralism, and national advertising expenditures. *Journal of Media Economics*, v. 7, n. 4, p. 31-48, 1994.

DORNBUSCH, R.; HELMERS, F. L. C. H. *The open economy: tools for policymakers in developing countries*. Oxford: Oxford University Press, 1991.

DOYLE, G. *Understanding media economics*. London: Sage, 2002.

DUPAGNE, M. Beyond the principle of relative constancy: determinants of consumer mass media expenditure in Belgium. *Journal of Media Economics*, v. 10, n. 2, p. 3-19, 1997.

ECONOMAGIC TIME SERIES PAGE. 2011. < <http://www.economagic.com>>. Acesso em: 20 nov. 2011.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.

FERREIRA, D. F. *Estatística multivariada*. Lavras: Editora da UFLA, 2008.

FORTUNATO, G.; NESS, W.; MOTTA, P. Interação dos dispêndios de propaganda com ciclos econômicos e o valor da empresa: análise empírica das empresas norte-americanas. In: ENCONTRO DA ANPAD, 33., São Paulo, 2009. *Anais...* São Paulo: ANPAD, 2009.

GLASCOCK, J. Effect of cable television on advertiser and consumer spending on mass-media. *Journalism Quarterly*, v. 70, n. 3, p. 509-17, 1993.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. 2011. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 10 nov. 2011.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied multivariate statistical analysis*, New Jersey: Prentice Hall, 1999.

KAMER, T. The brand manager's dilemma: understanding how advertising expenditures affect sales growth during recession. *Brand Management*, v. 10, n. 2, p. 106-120, 2002.

LINS, B. Proporcionalidade entre propaganda e PIB: um exame do Princípio da Constância Relativa. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS DA COMUNICAÇÃO DA REGIÃO CENTRO-OESTE, 8., 2007, Cuiabá. *Anais...* Cuiabá: Intercom, 2007. Disponível em: <<http://www.intercom.org.br/papers/regionais/centrooeste2007/resumos/R0014-1.pdf>> Acesso em: 20 nov. 2011.

LONGSTAFF, F. A. *et al. How sovereign is sovereign credit risk?* Cambridge, MA: NBER, 2007. (Working Paper Series, n. 13658). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13658.pdf>>. Acesso em: 25 nov 2011.

MACRODADOS ON LINE. 2011. <<http://www.macrodadosonline.com.br/>>. Acesso em: 10 nov. 2011.

MCCOMBS, M. E. *Mass media in the marketplace*. 24. ed. Columbia: Association for Education in Journalism, 1972. (Journalism Monographs).

MCCOMBS, M. E.; EYAL, C. H. Spending on mass media. *Journal of Communication*, v. 30, n. 1, p. 153-8, 1980.

MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2005.

MINGOTI, S. A.; SILVA, A. F. Um exemplo de aplicação de técnicas de estatística multivariada na construção de índices de preços. *Nova Economia*, v. 7, n. 2, p. 203-212, 1997.

MOLINARI, B.; TURINO, F. *The role of advertising in the aggregate Economy: the work and spend cycle*. 2006, (AIEL Series in Labour Economics). Disponível em: <http://www.aiel.it/page/old_paper/Molinari_Turino.pdf>. Acesso em: 15 ago. 2012.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NELSON, P. Information and consumer behavior. *Journal of Political Economy*, v. 72, n. 2, p. 311-329, 1970.

NOH, G. Y. Media functionality and the principle of relative constancy: an examination of the VCR aberration. *Journal of Media Economics*, v. 10, n. 3, p. 17-31, 1997.

PESAVENTO, F.; MARQUES, A. M. "A estabilidade institucional brasileira e os investimentos em publicidade: análise a partir de componentes principais, 1997-2010", In: ENCONTRO NACIONAL DOS CURSOS DE GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 23., 2012. Bento Gonçalves. *Anais...* Bento Gonçalves: Enangrad, 2012.

PESAVENTO, F.; MARQUES, A. M. Advertising expenditures in Brazil and its connection with international economy. *Revista Brasileira de Estratégia*, Curitiba, v. 9, n. 1, 43-61, 2016.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties for residuals based tests for cointegration. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 165-193, 1990.

PICARD, R. G. Effects of recessions on advertising expenditures: an exploratory study of economic downturns in nine developed nations. *Journal of Media Economics*, v. 14, n. 1, p. 1-14, 2001.

REHME, G.; WEISSER, S. *Advertising, consumption and economic growth: an empirical investigation*. Germany: Darmstadt University of Technology, 2007. (Working paper, n. 178).

REIS, E. *Estatística multivariada aplicada*. Lisboa: Edições Sílabo, 2001.

ROLL, R. The International Crash of October 1987. *Financial Analysts Journal*, v. 44, n. 5, p. 19-35, 1988.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. *Macroeconomia*. São Paulo: Makron Books, 2000.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. *Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais (1995-2009)*. Brasília, DF: IPEA, 2011. (Texto para discussão, n. 1598).

SELOVER, D. D. International interdependence and business cycle transmission in ASEAN. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 13, n. 3, p. 230-53, 1999.

SILVA, E. A. *et al.* As regiões de planejamento de Minas Gerais sob a ótica do desenvolvimento rural sustentável: uma abordagem teórico-metodológica. *Revista de Administração da UFSM*, Santa Maria, v. 2, n. 2, p. 158-179, 2009.

WEBER, C. E. Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: a new approach. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 4, p. 433-445, 1995.

WOOD, W. C. Consumer spending on the mass-media: the principle of relative constancy reconsidered. *Journal of Communication*, v. 36, n. 2, p. 39-51, 1986.

WOOD, W. C.; O'HARE, S. L. Paying for the video revolution: consumer spending on the mass media. *Journal of Communication*, v. 41, n. 1, p. 24-30, 1991.

WURFF, R.; BAKKER, P.; PICARD, R. Economic growth and advertising expenditures in different media in different countries. *Journal of Media Economics*, v. 21, n. 1, p. 28-52, 2008.

Apêndice A - Resumo dos Resultados

Tabela 6 - Estatística descritiva das variáveis empregadas no estudo

	PROD	CRED	IPCA	UR	RM	SELIC	VOLDJ	VOLP	VOLNQ	VOLE	Y
Média	106,606	590802,887	0,509	16,553	11,823	1,374	0,002	0,183	0,005	0,002	416146941,738
Desvio padrão	13,195	398825,174	0,428	2,621	4,085	0,490	0,001	0,379	0,004	0,003	56222638,791
Amplitude	45,200	1430837,130	3,530	10,600	19,695	2,745	0,006	3,589	0,019	0,027	300665249,291
Mínimo	85,840	207248,000	-0,510	10,100	5,788	0,590	0,001	0,056	0,001	0,001	269898422,417
Máximo	131,040	1638085,130	3,020	20,700	25,483	3,335	0,007	3,645	0,020	0,028	570563671,708
Coef. variação (%)	12,378	67,506	84,028	15,834	34,552	35,648	56,648	207,244	88,997	150,466	13,510
N	168	168	168	168	168	168	168	168	168	168	168

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7 - Estimação da volatilidade – resultados – equações (9)-(10)

Variável: retorno do índice Dow Jones			
Equação da média			
	Estimativa	Erro padrão	Estatística z
Constante	0,004751	0,00349	1,361133
Variância condicional			
$\hat{\omega}$	5,20E-05	4,82E-05	1,078768
$\hat{\alpha}$	0,140298***	0,046520	3,015885
$\hat{\beta}$	0,848970***	0,039821	21,31976
Variável: inflação			
Equação da média			
	Estimativa	Erro padrão	Estatística z
Constante	0,004751***	0,021604	22,36722
Variância condicional			
$\hat{\omega}$	0,043453***	0,012186	3,565777
$\hat{\alpha}$	0,545029***	0,091945	5,927745
$\hat{\beta}$	0,213759	0,132782	1,609848
Variável: retorno do índice NASDAQ			
Equação da média			
	Estimativa	Erro padrão	Estatística z
Constante	0,010303***	0,003848	2,677818
Variância condicional			
$\hat{\omega}$	0,000139	0,000123	1,128464
$\hat{\alpha}$	0,257529***	0,073509	3,503358
$\hat{\beta}$	0,738301***	0,072140	10,23433
Variável: variação da taxa de câmbio nominal			
Equação da média			
	Estimativa	Erro padrão	Estatística z
Constante	-0,002353	0,003593	-0,654701

continua...

conclusão.

Variância condicional			
$\hat{\omega}$	0,000845***	0,000202	4,194260
$\hat{\alpha}$	0,404467***	0,140716	2,874355
$\hat{\beta}$	0,150097	0,199040	0,754108

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8 - Modelo A: $\log(Y) = \theta + \pi_1 \text{PIBREAL} + \pi_2 \text{IPCA} + \pi_3 \text{VOLP} + \pi_4 \text{SELIC} + \varepsilon_t^A$

	Estimativa	Erro padrão	Estatística t	p-valor
$\hat{\theta}$	19,19	0,078	244,575	0,0000
$\hat{\alpha} \text{ trend}$	-0,0011	0,00023	-4,9480	0,0000
$\hat{\pi}_1$	1,517e-05	1,259e-06	12,046	0,0000
$\hat{\pi}_2$	-0,0546	0,0171	-3,190	0,0017
$\hat{\pi}_3$	-0,0332	0,0195	-1,7020	0,0907
$\hat{\pi}_4$	-0,0742	0,0199	-3,726	0,0003
Testes de especificação				
	Estatística		p-valor	
Breusch-Pagan (heterocedasticidade)	14,4175	-----	0,01316	-----
Shapiro-Wilk (normalidade dos resíduos)	0,9927	-----	0,5592	-----
Teste F	65,13	-----	0,0000	-----
R² ajustado	0,6575	-----		-----

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (***), (**), (*) estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente. Resultados similares foram obtidos utilizando-se a variável UR em substituição ao PIBREAL.

Tabela 9 - Modelo B: $Y = \kappa + \delta_1 PIBREAL + \delta_2 t + \varepsilon_t^B$

	Estimativa	Erro padrão	Estatística t	p-valor
$\hat{\kappa}$	25.990.565,40	25.587.795,40	1,0160	0,31124
$\hat{\delta}_1$	7163,20***	512,30	13,9820	0,0000
$\hat{\delta}_2$	-276215,50***	77366,20	-3,5700	0,0005
Testes de especificação				
	Estatística		p-valor	-----
Breusch-Pagan (heterocedasticidade)	8,3008	-----	0,01576	-----
Shapiro-Wilk (normalidade dos resíduos)	0,9879	-----	0,1568	-----
Teste F	135,1	-----	0,0000	-----
R² ajustado	0,6162	-----	N = 168	-----

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (***),(**) estatisticamente significativo a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente.

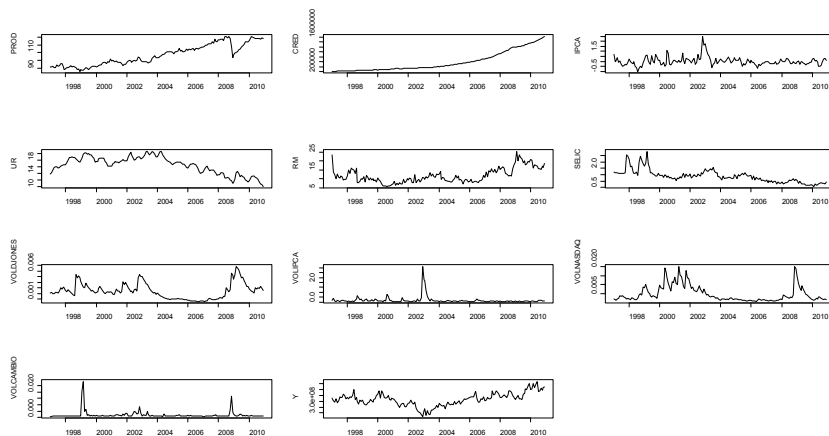
Tabela 10 - Resultados para o teste de Phillips e Ouliaris (1990) para a hipótese nula de inexistência de cointegração:

Variáveis analisadas	Estatística calculada	Conclusão
(a) Y, UR, IPCA, VOLP, SELIC (constante e tendência)	284,466	Rejeita-se H0 a 1% de probabilidade.
(b) Log(Y), UR, IPCA, VOLP, SELIC (constante e tendência)	281,9225	Rejeita-se H0 a 1% de probabilidade.
(c) Y, PIBREAL, IPCA, VOLP, SELIC (constante e tendência)	311,0742	Rejeita-se H0 a 1% de probabilidade.
(d) Log(Y), PIBREAL, IPCA, VOLP, SELIC (constante e tendência)	275,8657	Rejeita-se H0 a 1% de probabilidade.
(e) Y, UR (com constante e tendência)	9,2366	Não se rejeita H0.
(f) Y, PROD (com constante e tendência)	37,1757	Não se rejeita H0.
(g) Y, PIBREAL (constante e tendência)	73,2231	Rejeita-se H0 a 10% de probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

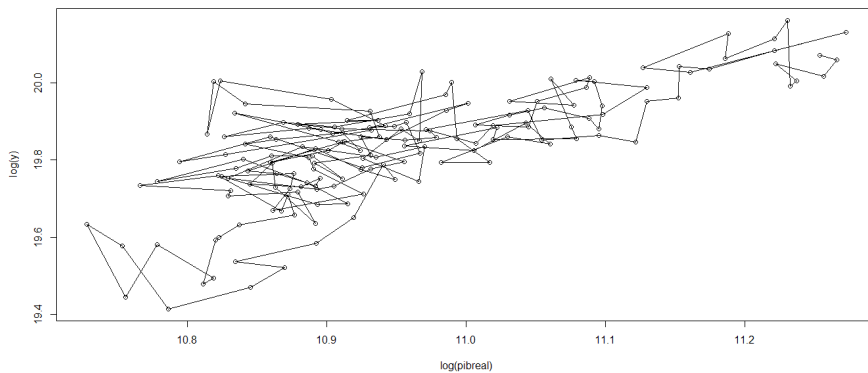
Nota. Valores críticos para (a) 10%: 219,5098; 5%: 234,2865; 1%: 264,4988. Valores críticos para (b) 10%: 219,5098; 5%: 234,2865; 1%: 264,4988. Valores críticos para (c) 10%: 219,5098; 5%: 234,2865; 1%: 264,4988. Valores críticos para (d) 10%: 219,5098; 5%: 234,2865; 1%: 264,4988. Valores críticos para (e) 10%: 71,9586; 5%: 81,3812; 1%: 102,0167. Valores críticos para (f) 10%: 71,9586; 5%: 81,3812; 1%: 102,0167. Valores críticos para (g) 10%: 71,9586; 5%: 81,3812; 1%: 102,0167.

Figura 1 - Variáveis utilizadas no trabalho, descritas no Quadro 1



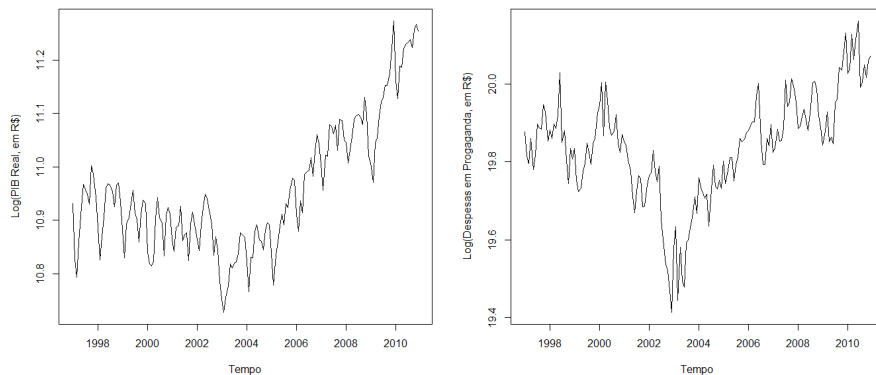
Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 - Correlação entre o produto interno bruto real e as despesas em propaganda no Brasil, jan. 1997 a dez. 2010



Fonte: Elaboração própria.

Figura 3 - Trajetória do PIB real mensal e das despesas em propaganda no Brasil, jan. 1997 a dez. 2010



Fonte: Elaboração própria.

Recebido em: 01/05/2014.

Aceito em: 08/11/2015.