

ELASTICIDADE PREÇO E RENDA DA DEMANDA DOS JORNAIS IMPRESSOS*

Vitor dos Santos Amancio

Mestre em Economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB)

E-mail: vitoramancio@gmail.com

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Professor do Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB)

Doutor em Economia pela EPGE – Fundação Getúlio Vargas e Doutor em Engenharia Elétrica
pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

E-mail: carlosenrique@ucb.br

RESUMO: Este artigo analisa o comportamento da demanda por jornais impressos vendidos em banca no Brasil. Estimamos as elasticidades preço e renda e os impactos dos produtos considerados como potenciais substitutos: a modalidade de venda por assinatura, jornal popular e acesso à internet. O universo deste estudo contempla a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2012. Para se obter evidências empíricas, utilizamos a abordagem de cointegração de Pesaran et al. (2001) baseada em um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas que permitem capturar as elasticidades da demanda de curto e longo prazo. Os resultados sugerem que a demanda de jornais é aparentemente sensível a mudanças nos preços de capa no curto prazo e que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações nas vendas em banca, tanto no curto quanto no longo prazo. No Distrito Federal e no Rio de Janeiro, uma variação positiva de 1% sobre o preço de capa do jornal resulta numa redução na demanda de curto prazo dos jornais vendidos em banca também de aproximadamente 1%. No longo prazo, a queda na demanda de jornal considerando um aumento de preço é mais sensível em São Paulo, onde a redução chega a 2%.

Palavras-Chave: Elasticidade-preço; Elasticidade-renda; ARDL; Demanda; Jornais.

Classificação JEL: D11; D12; C30; C52.

PRICE AND INCOME ELASTICITY OF DEMAND OF PRINTED NEWSPAPER

ABSTRACT: This paper analyzes the behavior of the demand for printed newspapers sold in newsstand in Brazil in relation to impacts of products, initially considered as potential substitutes: sales by subscription, popular newspaper and internet access. The universe of this study includes the demand for newspapers that circulate in Distrito Federal, Rio de Janeiro and São Paulo for the period from January 2004 to December 2012. In order to provide empirical evidence, the paper presents an econometric analysis used the approach cointegration of Pesaran *et al.* (2001) which is based on a self-regressive structure of distributed lags allowing capture of short and long-term relationships and elasticities with respect to the demand for newspapers. The results suggest that the demand for newspapers is apparently very sensitive to changes in cover prices in the short run and that the income was not statistically significant in explaining the variations in sales in newsstand, both in the short and the long run. In the Distrito Federal and Rio de Janeiro, a positive variation of 1% over the newspaper's cover price results in a reduction in the short run demand for newspapers also of approximately 1%. In the long run, the fallback in newspaper demand considering a price increase is more sensitive in São Paulo, where the reduction reaches 2%.

Keywords: Elasticity price; Elasticity income; ARDL; Demand; Newspaper.

JEL Codes: D11; D12; C30; C52.

1. Introdução

O mercado de mídia informativa está passando por uma grande transformação, guiada pela velocidade em que a notícia chega ao leitor. A internet tem se mostrado um grande catalizador nesse processo de mudança, uma vez que está presente em aparelhos que estão à disposição do leitor a qualquer momento, como celulares, *tablets*, *notebooks*. Todos os meios de comunicação, sejam os tradicionais como as novas mídias digitais, convergem no objetivo de aumentar sua audiência. Aquele meio que se destacar frente aos demais tem mais relevância e conseqüentemente se apresenta melhor para o mercado anunciante, traduzindo essa importância em oportunidade de negócio para outras empresas através da publicidade.

A geração atual já nasce em um ambiente digital. Antes dos pais apresentarem o rádio ou o jornal impresso para seus filhos, eles já brincam e dominam bem tecnologias como *tablets* e celulares. Para esses jovens, consumir informação em uma mídia tradicional se mostrou algo arcaico e nada prático. Porém, ainda existem aqueles que preferem o meio físico para uma boa leitura. Atualmente, os grandes grupos de mídia buscam estar presentes em todos os momentos em que a pessoa está disponível para absorver novas notícias. O hábito do consumidor de informação, em muitos casos, consiste em assistir o jornal matinal ou ler um jornal impresso enquanto toma café, ouvir rádio ou escutar seu *podcast* preferido enquanto se desloca para o trabalho. O consumidor fica por volta de 8 horas em frente ao computador consumindo as últimas notícias que acabaram de ser publicadas em diversos *websites* e, quando finalmente chega a casa, vai assistir um pouco mais de televisão, seja em busca de entretenimento ou de mais informação. Sem falar nos aparelhos celulares, que se fazem presentes em todas essas etapas como um fiel companheiro que permite, além de estar conectado com seus amigos e familiares, fazer tudo que já foi descrito em um único aparelho.

Pesa ainda contra a mídia impressa o custo para se obter novas informações. Enquanto que na internet a notícia é atualizada em questão de segundos e está sempre ao alcance dos dedos do usuário, no caso do jornal, o leitor precisa se deslocar até uma banca ou contar com a presença de algum gazeteiro na rua para adquirir seu exemplar. Para aqueles que têm o hábito da leitura diária ou de fim de semana, pode-se fazer a assinatura desse jornal e passar a recebê-lo em casa, mas terá que se preocupar com o descarte das edições anteriores que se acumularam em sua residência.

Nos últimos anos, a mídia impressa tentou diversificar seu produto, lançando novos títulos focados na Classe C, os chamados jornais “populares”. Existem casos de grande êxito desses produtos, como é o caso do *Super Notícia*, jornal mineiro que atualmente é o título de maior circulação no país. Enquanto isso, os jornais *premium* apostavam em reformulações gráficas e análises diferenciadas das encontradas na internet.

Diante dessa mudança no hábito de consumo de informação, o jornal impresso vem travando batalhas diárias para se mostrar ainda relevante e viável em um mercado cada vez mais competitivo. Como a principal fonte de receita dos jornais é a publicidade, quanto maior o alcance em termos de leitura, maior será o preço e a quantidade de anúncios presentes. O que observa é que a mudança de hábito do leitor e conseqüentemente a queda na circulação têm gerado redução na receita, o que reduz o poder de investir em mão de obra qualificada e na aceleração da sua migração para o ambiente digital. Existe, portanto, um círculo vicioso em que a redução da circulação paga leva a uma menor leitura do jornal, conseqüentemente, a uma redução no investimento publicitário, que responde pela principal fatia do faturamento das empresas jornalísticas. Nesse intuito, os principais jornais no mundo têm trabalhado a notícia de forma mista, estando presentes tanto no produto físico quanto no digital. Para entender a demanda e traçar estratégias de sobrevivência para o meio impresso, é necessário observar o início desse círculo vicioso, isto é, quais são os fatores e seus impactos que determinam a demanda por jornal impresso.

Assim, o objetivo deste artigo é estimar uma função demanda por jornais impressos vendidos em bancas de jornal e, a partir dela, identificar e analisar as suas elasticidades. O universo do estudo contempla a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período compreendido entre janeiro de 2004 até dezembro de 2012. Consideramos na análise a renda de cada estado e outras variáveis que consideramos potencialmente substitutos, como os

jornais populares, a internet e a modalidade de assinatura. A metodologia empregada na estimação da demanda segue a abordagem do modelo autoregressivo com defasagens distribuídas ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*) e o teste de Fronteira de Cointegração de Pesaran et al. (2001). Uma característica dessa abordagem é que podemos incluir no modelo a mistura de séries estacionárias e não estacionárias que os métodos tradicionais, como o método de Engle e Granger (1987) ou o Johansen (1991), não consideram. Esses requerem da pressuposição restritiva de que todas as variáveis sob estudo devam ser integradas de mesma ordem para testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis.

A literatura relativa estudo da demanda de jornais é escassa, trabalhos semelhantes para o estudo da demanda de outros produtos são mais comuns. Por exemplo, Alves e Bueno (2003), utilizando técnicas de cointegração para dados anuais no período de 1973 a 1999, estimam as elasticidades de curto e longo prazo da demanda por gasolina. Randow, Fontes e Carminati (2010) estimaram a demanda de longo prazo por etanol usando cointegração em séries temporais. Farina et al. (2010), usando modelos com restrições de cointegração em séries temporais, estudam no período de julho de 2001 a agosto de 2009 as elasticidades preço e elasticidade cruzada de curto prazo para o Brasil. Mattos e Lima (2005) utilizaram um modelo vetorial de correção e erros para estimar as elasticidades de curto e longo prazo da demanda de energia elétrica de Minas Gerais para o período de 1970 a 2002, considerando essa como dependente da renda do consumidor, do preço da energia elétrica e dos preços dos eletrodomésticos. Finalmente, Bacchi e Barros (1992) estimaram um modelo de ajustamento parcial para a carne bovina com dados anuais de 1957 a 1987, de modo a obterem elasticidades de longo e curto prazo para a demanda por carne bovina no Brasil. Este trabalho se soma aos demais citados, utilizando técnicas de cointegração, tomando como base metodológica o trabalho de Pesaran et al. (2001), para então estimar as elasticidades das variáveis escolhidas e seu comportamento frente à demanda de jornais em banca. Não existem trabalhos que tenham abordado o tema em questão, assim, os resultados apresentados constituem-se como novas evidências para a literatura.

Em geral, os resultados sugerem que a demanda de jornais é aparentemente sensível a mudanças nos preços de capa no curto prazo e que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações nas vendas em banca, tanto no curto quanto no longo prazo.

O artigo está estruturado, além desta introdução, da seguinte forma: na segunda seção, uma análise do mercado de jornais impressos e seu comportamento diante do consumo de informações no ambiente digital são mostrados. Na terceira seção, é apresentada a metodologia e o modelo econométrico usado na estimação da demanda por jornais. Os testes estatísticos e as discussões dos ajustes necessários ao modelo estão apresentados na quarta seção. Por fim, na quinta e sexta seções, são apresentados os resultados e as conclusões, respectivamente.

2. O mercado de jornais impressos e digitais

Os jornais impressos podem ser divididos em três categorias. Existem os jornais *premium*, também chamados de *quality papers*, voltados para um público de maior renda e que trazem conteúdos mais complexos, políticos e culturais; os populares, direcionados para a população das classes mais baixas e que focam em assuntos relacionados à segurança pública, esportes e entretenimento; e os segmentados, que atendem a um público mais específico, como os jornais *Valor Econômico* e *Jornal do Commercio*, do Rio de Janeiro. Esses jornais não precisam, necessariamente, circular todos os dias da semana. Dependendo da sua demanda, podem circular em dias específicos da semana. Um exemplo disso são alguns títulos de jornais populares e segmentados. O primeiro, normalmente comprado em bancas de revistas ou através de gazeteiros¹, depende de grande fluxo de pessoas nos pontos de venda para se viabilizar, o que não ocorre aos finais de semana. No caso dos

¹ Os gazeteiros são profissionais contratados para realizar a venda de jornais em grandes cruzamentos e em lugares de grande circulação de pessoas, onde não há uma banca de revista próxima. Eles podem fazer parte do quadro de funcionários ou ser terceirizados, dessa forma recebem uma comissão pela receita gerada.

jornais segmentados, sua leitura, muitas vezes, é realizada nos escritórios ou repartições públicas, não fazendo sentido circular aos sábados e domingos.

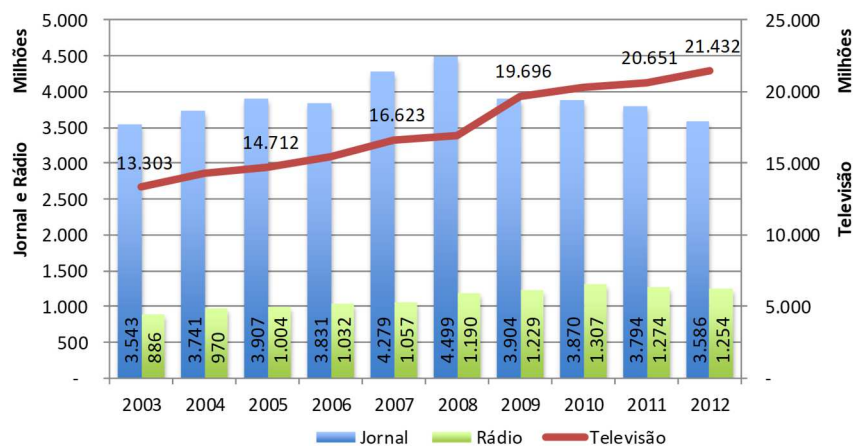
Além da venda em bancas ou em gazeteiros, existe também o modelo de assinatura, em que o leitor recebe seu exemplar em casa. O preço praticado nessa modalidade é normalmente mais baixo do que o preço na venda avulsa. Além do desconto, o leitor também pode receber brindes ou participar de algum programa de benefícios que oferece descontos em restaurantes, livrarias, espetáculos, etc. O modelo de assinatura dos jornais foi estudado por Lewis (1995), que buscou identificar a relação existente entre o preço cobrado pela assinatura e o volume de jornais vendidos no período de 1971 a 1992. Ela identificou que existe uma relação inelástica entre preço e demanda em um momento em que o acesso à internet e o conteúdo lá disponível eram extremamente escassos. Outro trabalho que também estimou elasticidade preço dos jornais do Reino Unido foi o de Reekie (1976).

No Brasil, existem mais de 90 jornais filiados e auditados regularmente pelo Instituto Verificador de Circulação (IVC). Em 2012, os estados de SP, RJ, MG, RS, GO e DF detinham juntos 80% do mercado de jornal impresso. Vale ressaltar que os dados utilizados consideram apenas os jornais de circulação paga, isto é, não incorporam jornais gratuitos. A circulação paga é um dos fatores que auxilia na rentabilidade do jornal, mas não é a principal fonte de recursos financeiros. A publicidade detém a maior parcela de receita auferida pelos jornais e se sustenta com base na quantidade de pessoas que o leem. Argentesi e Filistrucchi (2007) identificaram a relação existente entre o mercado anunciante e o leitor no mercado de mídia impressa italiana. O volume de anúncios aumenta conforme o número de leitores, porém, também existe uma relação inversa, em que a demanda por jornais também varia conforme a quantidade de anúncios.

Existe uma sutil diferença entre leitura e circulação paga. Para exemplificar, imagine um lar composto por quatro pessoas e que o chefe dessa família assine um jornal. Para fins de circulação paga, esse exemplar computa uma unidade vendida, mas potencialmente alcança quatro pessoas diferentes. Isso, para a publicidade, é muito importante. De acordo com Kelley e Jugenheimer (2004), existem quatro elementos básicos que determinam a escolha de uma mídia para investimento publicitário: alcance; frequência; impacto e continuidade. Quanto maior o alcance, a frequência e o impacto, maior é o custo da publicidade e, por sua vez, maior é a receita por parte da mídia de comunicação. Portanto, existe um ciclo virtuoso, ou vicioso, na geração de receita para o jornal. Quanto maior a venda, maior a receita de circulação, maiores são os leitores, maior é o alcance do anúncio, maior é a receita de publicidade e assim por diante.

Seguindo esse ciclo do negócio, alguns títulos foram lançados de forma gratuita. Temos alguns exemplos famosos no mundo e no Brasil. É caso do jornal *Metro*, lançado em 1995 em Estocolmo, e o *Destak*, de Portugal. Ambos os títulos também circulam de forma gratuita nas principais cidades brasileiras. Gabszewicz, Laussel e Sonnac (2012) publicaram um artigo explicando a relação que existe entre os jornais gratuitos e sua receita de publicidade. Nele, os autores demonstram que um jornal tem preferência a entrar no mercado no formato gratuito e com baixa qualidade a competir em preço e qualidade com os jornais já existentes nesse mercado. A explicação para isso está no crescimento da receita publicitária gerada pelo maior volume de leitores no formato gratuito. A existência desse tipo de jornal, segundo os autores, traz como ponto negativo o aumento no consumo de informação de pior qualidade, mas em compensação permite que mais pessoas que não faziam parte desse mercado possam obter essas informações, por pior que ela seja. Do ponto de vista comercial, também há outro ponto positivo, já que amplia o alcance dos anúncios publicitários.

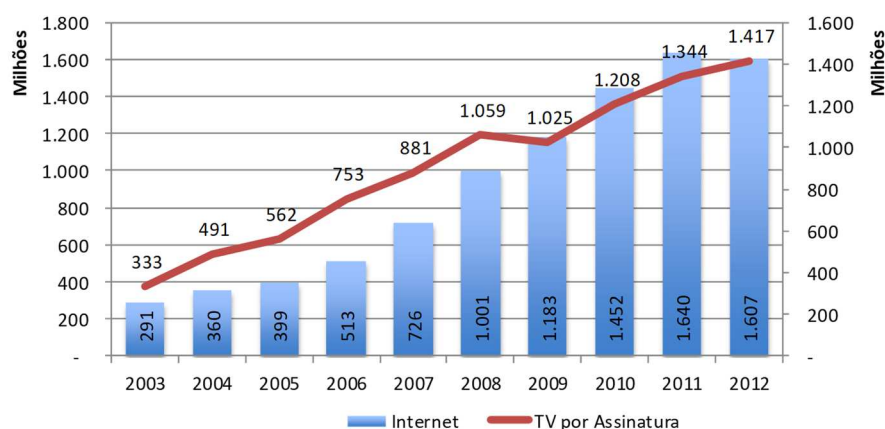
O Projeto Inter-Meios, iniciativa conjunta do jornal *Meio e Mensagem* e dos principais meios de comunicação, divulgou que, no período de 2001 a 2012, a verba publicitária nos jornais brasileiros apresentou crescimento entre 2003 e 2008, mas após esse período tem mostrado uma tendência de queda (ver Gráfico 1). Outras mídias tradicionais, como o rádio, conseguiram apresentar crescimento em todo o período, assim como a televisão.

Gráfico 1 – Investimento Publicitário: Jornal, Rádio e Televisão

Nota: Dados deflacionados pelo IPCA - Brasil (IBGE).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Projeto Inter-Meios.

No Gráfico 2, as novas mídias, como a internet e a TV por Assinatura, apresentaram um crescimento muito mais expressivo de sua verba publicitária, como pode ser visto abaixo. Vale destacar que 2012 foi o primeiro ano da série analisada em que houve queda no volume investido na internet. Essa queda pode estar relacionada à baixa *performance* econômica daquele ano.

Gráfico 2 – Investimento Publicitário: Internet e TV por Assinatura

Nota: Dados deflacionados pelo IPCA - Brasil (IBGE).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Projeto Inter-Meios.

De fato, a publicidade na internet permite que as agências de criação possam criar novas soluções de mídia para seus clientes. Essa é uma realidade bastante diferente da mídia impressa, sempre estática e que, muitas vezes, por conta da qualidade dos conjuntos impressores, não conseguem retratar com exatidão as cores do anúncio.

A internet permite que tanto publicitários quanto as próprias empresas que atuam nesse ambiente possam obter muito mais informações de seus usuários em relação às mídias tradicionais. Como na internet quase tudo pode ser monitorado, é possível trabalhar estratégias utilizando essas informações. Na mídia tradicional, obter esse tipo de informação de um usuário específico é quase impossível. Como cada computador tem uma identidade específica que o identifica na rede, é possível descobrir a região de onde o site está sendo visitado, a meteorologia e até mesmo os hábitos e preferências desse usuário. Isso permite que empresas possam separar aquelas pessoas que não têm

nenhum interesse no seu produto e direcionar os anúncios para aquelas que são potenciais consumidores, gerando economia e tornando seu gasto mais eficiente. De acordo com Evans (2009), os consumidores são mais receptivos à publicidade quando se trata de algo que é do seu interesse.

De acordo com os dados da IBOPE Mídia, disponibilizados pela Associação Nacional dos Jornais (ANJ), o tempo que a pessoa destina para o consumo de informação em jornal caiu. Com o passar do tempo, o indivíduo prefere ficar mais horas no computador. No período analisado, houve uma queda de aproximadamente 15% no tempo que o consumidor destina para a leitura do jornal. Em contrapartida, o tempo que esse mesmo consumidor passa em média na frente de um computador cresceu 22%.

Os jornais impressos normalmente são consumidos em momentos de tempo livre, com o objetivo de entreter e de permitir um conhecimento aprofundado de um determinado fato. Já o meio digital oferece uma quantidade maior de conteúdo, mas em alguns casos sem muito detalhamento e com atualizações constantes (MANRICH; DINIZ; SANDES-GUIMARÃES, 2013).

3. Metodologia

3.1. Base de dados

A análise do comportamento da demanda por jornal impresso será realizada para os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, mais o Distrito Federal. A base de dados foi concebida em uma série temporal mensal, que abrange os períodos de janeiro de 2004 a dezembro de 2012. Os jornais selecionados apresentam uma circulação relevante nos seus estados e apresentam circulação diária, isto é, são vendidos de segunda a domingo. Esses estados foram selecionados a partir daqueles que compõem 80% do mercado e que tinham pelo menos um título de jornal popular em toda a série analisada.

Na Tabela 1, temos os jornais que foram considerados dentro da base de dados. Como pode ser observado, existe uma quantidade maior de jornais populares frente aos jornais *premium*. Dos jornais populares que circulam em São Paulo, o *Agora São Paulo* pertence ao mesmo grupo econômico da *Folha de São Paulo*. O *Diário de São Paulo*, de 2001 a 2009 fez parte da Infoglobo, detentora do *O Globo* que circula no Rio de Janeiro. Em outubro de 2009 o jornal foi adquirido pela Rede Bom Dia. No Rio de Janeiro, o *Expresso da Informação* e o *Extra* pertencem ao Infoglobo. O *Meia hora* faz parte do mesmo grupo econômico do jornal *O Dia*. No Distrito Federal, o *Aqui DF* é um dos negócios da S.A. Correio Braziliense.

A estrutura de controle acionário pode gerar algum viés de controle na circulação em detrimento de outro jornal do mesmo grupo, mas, como essa informação não é pública, está se partindo da premissa que todos os jornais possuem independência na gestão de suas vendas. Esse viés é minimizado já que a análise será feita de forma agregada em cada estado, portanto, o que importa é a circulação total naquele estado e não o volume de vendas individuais de cada jornal.

Tabela 1 – Jornais Considerados na Amostra

Estado	Premium	Popular	Ligação Acionária
SP	Folha de S. Paulo	Agora São Paulo	Folha de São Paulo
		Diário de S. Paulo	Rede Bom Dia
	O Estado de S. Paulo	Gazeta de Limeira	--
		Rede Bom Dia	Rede Bom Dia
		Expresso da Informação	Infoglobo
RJ	O Globo	Extra	Infoglobo
		Mais Informação por Menos	--
	O Dia	Meia Hora	O Dia
		O Dia	O Dia
		Aqui DF	S.A. Correio Braziliense
DF	Correio Braziliense	Jornal de Brasília	

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2 ajuda a resumir o significado de cada variável, sua metodologia de cálculo e a fonte. A série mensal é composta pelo somatório da média diária de venda avulsa naquele estado, pelo preço de capa dos jornais *premium* ponderado conforme a circulação paga em banca, pelo preço de capa dos jornais populares também ponderado pela sua venda em banca, pelo custo da assinatura anual ponderado pela venda, pela renda média real e pelo número de acessos à internet.

Tabela 2 – Resumo das Variáveis Utilizadas

Sigla	Variável	Metodologia	Unidade	Fonte
C_{Pr}	Venda Avulsa de jornais <i>premium</i>	Somatório da média diária da circulação paga de venda avulsa apurada no mês.	Unidades por dia	IVC
P_{Pr}	Preço dos jornais <i>premium</i>	Preço de capa médio ponderado pela circulação paga de venda avulsa cada jornal <i>premium</i> .	R\$ por Exemplar	IVC
P_{Pop}	Preço dos jornais populares	Preço de capa médio ponderado pela circulação paga de venda avulsa de cada jornal popular.	R\$ por exemplar	IVC
P_{ASS}	Preço da assinatura anual	Preço médio ponderado pela circulação paga de assinatura dos jornais <i>premium</i> .	R\$ por Exemplar	IVC
A	Acesso à internet	Série mensal da quantidade de domicílios com acesso à internet (série interpolada)	Unid. por mês	PNAD/IBGE
R	Renda	Rendimento real efetivamente recebido do trabalho principal	R\$ por mês	PME/IBGE PED/DIEESE

Fonte: Elaboração própria.

Os dados de venda dos jornais foram obtidos no Instituto Verificador de Circulação (IVC), que adota o critério de circulação média diária para apurar as vendas, tanto em venda avulsa quanto para assinatura. O cálculo para chegar à média diária de circulação consiste na aplicação de uma média geométrica da circulação em cada dia da semana e depois no cálculo da média geométrica desse resultado. Assim como os dados da quantidade vendida, os preços dos exemplares vendidos em banca, tanto dos jornais *premium* quanto dos jornais populares, e o preço da assinatura também foram obtidos pelo IVC.

O rendimento médio real do Rio de Janeiro e de São Paulo foram extraídos da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como o Distrito Federal não participa dessa pesquisa, os dados de renda foram obtidos na Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), realizada pelo Departamento Interestadual de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE).

O ideal nessa estimação seria utilizar como variável para medir a elasticidade o preço que o usuário paga para ter acesso à internet para cada região estudada, contudo, como não foi possível obter tais dados, foi utilizada como *proxy* a quantidade de domicílios com acesso à internet divulgada anualmente pela PNAD. Como é uma pesquisa anual, foi necessário realizar uma interpolação dos dados para se chegar a uma série mensal. Para tal, foi utilizada a metodologia apresentada por Mönch e Uhlig (2005), para a criação de uma série mensal a partir de dados anuais. Os testes de resíduo mostraram ausência de heteroscedasticidade e de correlação serial. Neste trabalho, o conjunto de variáveis utilizadas para se obter a quantidade de acessos à internet em cada estado analisado em uma série mensal foi: o faturamento de publicidade nacional divulgado pelo Projeto Inter-meios, o volume de vendas de eletrodomésticos e de equipamentos de escritório e informática, divulgado pelo IBGE na Pesquisa Mensal do Comércio (PMC). Os gráficos mostrando o resultado da interpolação estão no apêndice B.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas dos dados. Por ter um maior número de habitantes frente às demais regiões estudadas, São Paulo apresenta o maior volume de jornais *premium* em circulação e a maior média de preço de capa. Porém, é no Rio de Janeiro que encontramos o maior preço médio da assinatura, mostrando que o fato de existir outro título concorrendo diretamente no mesmo segmento de jornais pode implicar em um desconto mais agressivo na assinatura.

Tabela 3 – Estatística Descritiva

	UF	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
C_{Pr}	DF	12.835	12.831	15.139	9.973	1.033
	RJ	41.663	41.455	54.122	29.023	5.546
	SP	56.641	57.479	76.745	36.278	9.583
P_{Pr}	DF	R\$ 2,38	R\$ 2,41	R\$ 2,49	R\$ 2,16	R\$ 0,08
	RJ	R\$ 2,71	R\$ 2,67	R\$ 3,18	R\$ 2,37	R\$ 0,22
	SP	R\$ 3,06	R\$ 3,01	R\$ 3,68	R\$ 2,62	R\$ 0,26
P_{Pop}	DF	R\$ 0,79	R\$ 0,65	R\$ 1,49	R\$ 0,57	R\$ 0,25
	RJ	R\$ 1,13	R\$ 1,10	R\$ 1,45	R\$ 0,91	R\$ 0,13
	SP	R\$ 1,43	R\$ 1,44	R\$ 1,55	R\$ 1,31	R\$ 0,07
P_{Ass}	DF	R\$ 1,37	R\$ 1,38	R\$ 1,57	R\$ 1,11	R\$ 0,13
	RJ	R\$ 1,70	R\$ 1,61	R\$ 2,10	R\$ 1,43	R\$ 0,24
	SP	R\$ 1,58	R\$ 1,45	R\$ 2,11	R\$ 1,32	R\$ 0,25
A	DF	350	338	608	191	128
	RJ	1.740	1.679	3.233	831	668
	SP	4.706	4.375	8.435	2.413	1.800
R	DF	R\$ 2.133,29	R\$ 2.166,50	R\$ 2.480,00	R\$ 1.773,00	R\$ 199,61
	RJ	R\$ 1.678,30	R\$ 1.676,11	R\$ 2.001,97	R\$ 1.385,72	R\$ 194,26
	SP	R\$ 1.810,69	R\$ 1.824,25	R\$ 2.032,09	R\$ 1.593,37	R\$ 114,30

Fonte: Elaboração própria.

3.2. Modelo econométrico

Usamos na estimação dos parâmetros o modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ARDL) e o Modelo de Correção de Erro (MCE) proposto por Pesaran et al. (2001). O modelo considera a variável dependente como função das suas defasagens e da defasagem e do valor corrente de variáveis independentes e permite capturar as relações de curto e longo prazo e as elasticidades desses produtos em relação à demanda de jornais. Por outro lado, essa abordagem propõe uma forma alternativa para se testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis sem, necessariamente, ter que se estabelecer a ordem de integração dessas variáveis. Existem algumas vantagens desse modelo em relação ao procedimento tradicional vetor autoregressivo de ordem k - VAR(k). De acordo com Afzal et al. (2010), os benefícios dessa abordagem são que ela remove os problemas associados à autocorrelação e apresentam estimadores não viesados e eficientes e podem ser trabalhados com variáveis estacionárias em nível, isto é, $I(0)$, ou estacionárias na sua primeira diferença, $I(1)$, desde que exista cointegração, ponto imprescindível para o sucesso da estimação.

Por tanto, para nosso estudo, consideramos como ponto de partida as variáveis apresentadas no modelo (1) e partindo de um VAR(k), podemos representar o modelo de Pesaran et al. (2001) no seguinte modelo de correção de erros (ECM):

$$\begin{aligned} \Delta C_{Pr,t} = & \alpha + \delta_1 C_{Pr,t-1} + \delta_2 P_{Pr,t-1} + \delta_3 P_{Pop,t-1} + \delta_4 P_{Ass,t-1} + \delta_5 A_{t-1} + \delta_6 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta C_{Pr,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^q (\gamma_{1j} \Delta P_{Pr,t-j} + \gamma_{2j} \Delta P_{Pop,t-j} + \gamma_{3j} \Delta P_{Ass,t-j}) + \sum_{k=1}^r (\varphi_k \Delta A_{t-k}) \\ & + \sum_{l=1}^s (\theta_l \Delta R_{t-l}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

em que: $C_{Pr,t}$ é a venda avulsa de jornais *premium*; P_{Pr} o preço dos jornais *premium*; P_{Pop} o preço dos jornais populares; P_{Ass} o preço da assinatura anual; A o acesso à internet; R a Renda; α o intercepto; $\beta_i, \gamma_{nj}, \varphi_j, \theta_j$ com $n = [1,2,3]$, para todo i, j, k e l são os coeficientes de curto prazo; A a quantidade de lares com acesso à internet²; p, q, r, s são as quantidades máximas de defasagem; δ_n com $n = [1,2,3,4,5,6]$ são os coeficientes de longo prazo; ε_t o termo de erro sendo definido como ruído branco; as demais variáveis já foram apresentadas anteriormente e apresentam nesse caso já os logaritmos.

Para que seja possível encontrar a relação de longo prazo, Pesaran et al. (2001) orientam que seja realizado o teste de Wald (1943) e seja observado o valor crítico informado pelo teste e a estatística F. O teste irá testar a hipótese nula $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ contra a hipótese alternativa de pelo menos um dos coeficientes ser diferente de zero. Para verificar a existência de cointegração, basta comparar a estatística F e t e o valor crítico aos informados nas Tabela CI e CII de seu artigo. A depender do nível de significância estatística que se deseja, para que se confirme a hipótese de cointegração, é necessário que a estatística F seja superior ao valor informado na Tabela CI. Da mesma forma, o valor crítico do teste de Wald precisa ser superior ao informado na Tabela CII. Como o modelo considera a existência de constante e sem tendência determinística, foi considerado o caso (iii) da tabela de Pesaran et al. (2001), tanto para CI como para CII.

Colocando em evidência o parâmetro δ_1 , a componente de longo prazo do modelo (1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} & \delta_1 C_{Pr,t-1} + \delta_2 P_{Pr,t-1} + \delta_3 P_{Pop,t-1} + \delta_4 P_{Ass,t-1} + \delta_5 A_{t-1} + \delta_6 R_{t-1} \\ & = \delta_1 (C_{Pr,t-1} + \pi_1 P_{Pr,t-1} + \pi_2 P_{Pop,t-1} + \pi_3 P_{Ass,t-1} + \pi_4 A_{t-1} + \pi_5 R_{t-1}) \end{aligned}$$

Chamando de $\mu = \delta_1$ e $\pi_s = \delta_s / \delta_1$ para $s = 1,2,3,4$ e 5 , definimos ω_{t-1} como:

$$\omega_{t-1} = C_{Pr,t-1} + \pi_1 P_{Pr,t-1} + \pi_2 P_{Pop,t-1} + \pi_3 P_{Ass,t-1} + \pi_4 A_{t-1} + \pi_5 R_{t-1} \quad (2)$$

Assim, o modelo de Pesaran et al. (2001) pode ser também apresentado da forma restrita:

$$\begin{aligned} \Delta C_{Pr,t} = & \alpha + \mu \omega_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta C_{Pr,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^q (\gamma_{1j} \Delta P_{Pr,t-j} + \gamma_{2j} \Delta P_{Pop,t-j} + \gamma_{3j} \Delta P_{Ass,t-j}) + \sum_{k=1}^r (\varphi_k \Delta A_{t-k}) \\ & + \sum_{l=1}^s (\theta_l \Delta R_{t-l}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

O modelo (3) é exatamente igual ao anterior (modelo 1), porém em um formato reduzido em que o coeficiente μ informará a velocidade de ajuste a choques ocorridos no curto prazo. Como a série é mensal, o coeficiente informará o percentual ajustado a cada mês. Esse valor, para reforçar a existência de relação de longo prazo, precisa ser significante e negativo.

² Usamos como *proxy* a serie interpolada da quantidade de domicílios com acesso à internet.

4. Apresentação dos resultados

4.1. Roteiro

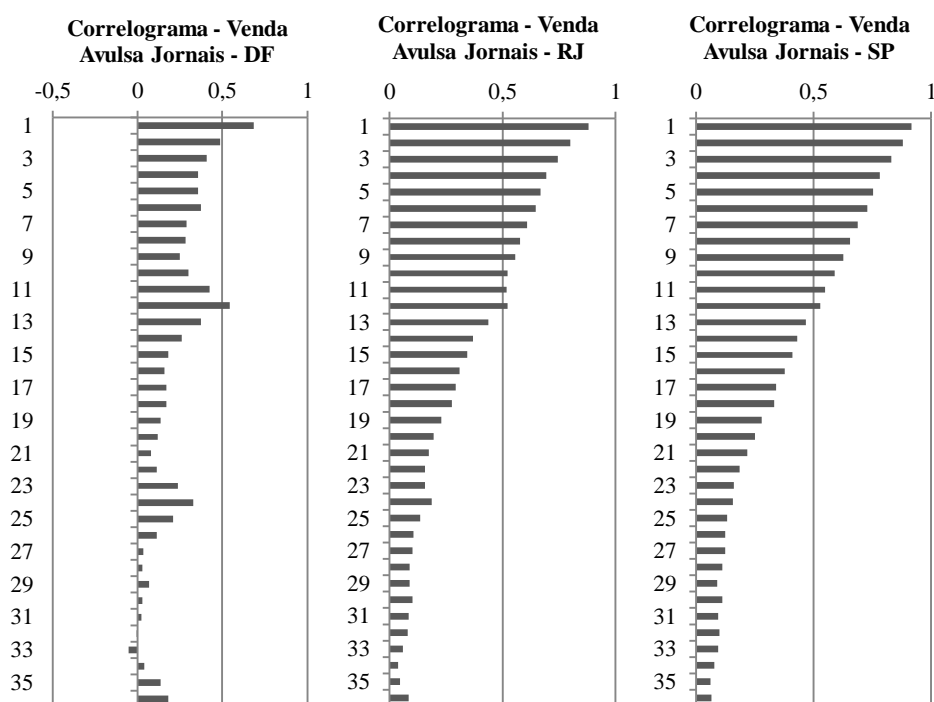
Para identificação, estimação e teste do modelo, o seguinte roteiro foi estabelecido:

- Da série original, aplica-se o logaritmo em todas as variáveis, com o objetivo de se capturar as elasticidades de cada sobre a demanda de jornal e minimizar o problema das grandezas das variáveis.
- Corrige-se aquelas séries que apresentarem comportamento sazonal ao logo do ano identificadas através do seu correlograma.
- Aplica-se testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries.
- Escolhe-se o melhor modelo conforme os critérios de informação de Akaike(AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).
- Apesar da abordagem de cointegração de Pesaran et al. (2001) ser robusto o suficiente contra vieses causados por heteroscedasticidade e correlação serial, os testes de diagnósticos são realizados através dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey e de Breusch-Godfrey, respectivamente.
- Verifica-se a existência de cointegração entre as variáveis e, caso todas sejam I(1), testa-se também através do teste de Engle-Granger (1987) e Johansen (1991).
- Finalmente, as elasticidades estimadas (de longo e curto prazo) são analisadas entre os estados.

4.2. Sazonalidade e testes de raiz unitária

Em relação ao passo (b), nas séries de venda avulsa de jornal, foi identificada a presença de forte sazonalidade na série do Distrito Federal. Por conta disso, foi aplicado o ajuste Census X12. Apesar de existir uma leve sazonalidade no Rio de Janeiro, por ser apenas marginal, optou-se por não realizar qualquer correção mantendo os dados originais.

Gráfico 3 – Correlograma



Fonte: Elaboração própria.

Além da abordagem de Pesaran, também testamos a existência de cointegração pelo teste de Engle-Granger (1987). Para esse procedimento, todas as variáveis precisam ser estacionárias em sua primeira diferença. Por tanto, submetemos ao teste de raiz unitária todas as variáveis apresentadas na seção 3.1. Usamos os testes de Dickey Fuller – *Generalized Least Squares* (DF-GLS) e o teste de Kwiatkowski et al. (1992), conhecido como o Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). E, para eliminar a hipótese de existir mais de uma raiz na série, isto é, delas também serem I(2) ou I(3), utilizou-se o teste Dickey-Pantula (1987). Para a definição da defasagem máxima utilizada nesses testes, observou-se o resultado informado da VAR, descrita no item 4.2 a seguir.

Os resultados mostrados nas Tabela 4, 5 e 6 indicam que as variáveis correspondentes ao Rio de Janeiro, a São Paulo e ao Distrito Federal têm raiz unitária e são estacionárias em sua primeira diferença a 5% do nível de significância.

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária – Distrito Federal

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - Distrito Federal							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	-1,2683	-2,4412**	0,8626***	0,3817	-1,0598	-1,1317***	-1,0869***	-1,3916***
Preço Premium	-1,0242	-3,2540***	0,7446***	0,2352	-1,9631	-1,3754***	-1,1636***	-1,446***
Preço Popular	-0,5600	-1,1651	1,0545***	0,0847	-1,2901	-8,5698***	-1,0193***	-1,1579***
Preço Assinatura	0,8174	0,8174***	1,1031***	0,1394	-1,5309	-1,0714***	-9,9499***	-1,2433***
Acessos à Internet	1,7343	-6,1347***	1,1778***	0,1099	-0,0089	-8,1042***	-1,2015***	-1,4652***
Renda	-0,5058	-6,3980***	1,1188***	0,0784	-1,4653	-7,7418***	-9,0544***	-1,037***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária – Rio de Janeiro

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - Rio de Janeiro							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	0,1395	-9,0000***	1,1678***	0,2883	-0,7419	-9,482***	-1,0026***	-1,2784***
Preço Premium	0,2541	-5,4385***	1,0621***	0,4096	-0,6547	-5,8921***	-1,0954***	-1,658***
Preço Popular	-1,1585	-4,0319***	0,4830**	0,1424	-1,3780	-1,3807***	-1,5638***	-1,2585***
Preço Assinatura	0,7588	-10,421***	1,1187***	0,0757	-0,3435	-1,0536***	-9,9499***	-1,278***
Acessos à Internet	3,7826	-12,743***	1,1858***	0,0361	0,0268	-1,0333***	-1,2334***	-1,5539***
Renda	0,6864	-12,013***	1,1613***	0,1609	-0,6855	-1,2716***	-1,022***	-1,2989***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 – Teste de Raiz Unitária – São Paulo

Variáveis (Em Log)	Teste de Raiz Unitária - São Paulo							
	DF - GLS		KPSS		Dickey - Pantula			
	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	Nível	1a Dif.	2a Dif.	3a Dif.
IVC	-0,2096	-5,6732***	1,0352***	0,0915	-1,5527	-1,4305***	-1,0009***	-1,3685***
Preço Premium	0,2203	-4,0475***	0,8174***	0,1005	-0,6987	-1,1047***	-1,1297***	-1,3796***
Preço Popular	-1,7402*	-3,8706***	0,2904	0,1169	-2,1024	-1,2067***	-9,6698***	-1,2406***
Preço Assinatura	0,7480	-5,2934***	0,9811***	0,1382	-0,1457	-1,0521***	-9,9116***	-1,2782***
Acessos à Internet	2,1306	-9,4981***	1,1783***	0,1293	0,1590	-1,3104***	-1,2317***	-1,5221***
Renda	-0,0867	-3,8465***	1,1377***	0,1201	-1,4167	-7,4123***	-9,7898***	-1,2187***

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística para 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria.

4.3. Identificação e estimação do modelo

Como o modelo ARDL utiliza defasagens diferenciadas para cada variável (defasagens p , q , r e s), é necessário estabelecer qual será a defasagem máxima que cada variável seguirá e, a partir desse valor, construir vários modelos, combinando possíveis defasagens para cada variável.

Portanto, para identificar qual será a defasagem utilizada para cada variável, foram seguidos os seguintes passos: primeiro, utilizamos o modelo VAR(k) para encontrar, por meio dos critérios de informação, a defasagem máxima do modelo mostrado em (2). Como segundo passo, consideramos várias combinações de modelos, formados pela combinação das defasagens (até a máxima escolhida no primeiro passo) e, desse conjunto, identificamos um modelo usando novamente os critérios de informação. A Tabela 7 mostra o primeiro passo em que os critérios de informação de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) sugerem uma defasagem.

Tabela 7 – Escolha da ordem máxima usando o modelo VAR

Def.	Critério de Seleção VAR (k)								
	Distrito Federal			Rio de Janeiro			São Paulo		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-17,519	-17,363	-17,456	-16,288	-16,132	-16,225	-17,061	-16,904	-16,998
1	-26,272	-25,178*	-25,829*	-26,322*	-25,228*	-25,879*	-26,127	-25,032*	-25,683*
2	-26,353	-24,321	-25,531	-26,033	-24,001	-25,211	-26,094	-24,062	-25,272
3	-26,328	-23,358	-25,126	-26,059	-23,089	-24,857	-26,298	-23,328	-25,096
4	-26,309	-22,401	-24,727	-25,855	-21,947	-24,273	-26,140	-22,233	-24,559
5	-26,652	-21,806	-24,691	-25,790	-20,944	-23,829	-26,130	-21,284	-24,168
6	-26,756	-20,973	-24,415	-25,664	-19,881	-23,324	-25,996	-20,213	-23,656
7	-27,018	-20,297	-24,298	-25,608	-18,887	-22,888	-26,210	-19,488	-23,489
8	-27,578*	-19,920	-24,479	-25,759	-18,100	-22,659	-26,530*	-18,871	-23,430

Fonte: Elaboração própria.

A partir de 16 modelos com defasagens distribuídas, foram escolhidos aqueles que apresentaram os menores índices nos critérios de informação. As defasagens apontadas foram ARDL (2, 0, 0,0) para o Distrito Federal e o modelo ARDL (1, 0, 0,0) tanto para São Paulo como para o Rio de Janeiro. A tabela completa com todos os 16 modelos e as defasagens utilizadas nessa etapa estão localizadas no apêndice A.

Dentre os modelos selecionados, apenas no de São Paulo foi possível identificar a presença de heteroscedasticidade. Por isso, o modelo utilizado foi estimado aplicando a correção de White para se obterem resultados robustos e não viesados por conta desse diagnóstico. Também não apresentaram correlação serial conforme o teste de Breusch-Godfrey. As tabelas com as estatísticas dos testes estão presentes no apêndice E.

Como já citado anteriormente, a condição principal para se utilizar o modelo ARDL proposto por Pesaran et al. (2001) é a existência de cointegração entre as variáveis. É através dela que é possível observar o comportamento de longo prazo das variáveis. Para tal, Pesaran et al. (2001) apresentam uma forma em seu trabalho para verificar a existência ou não de cointegração. Porém, afirmar a existência ou não de uma relação de longo prazo não é trivial seguindo o proposto. Pesaran disponibiliza várias tabelas que devem ser observadas conforme o modelo que se deseja trabalhar, considerando a presença de constante ou não, ou se há a presença ou não de tendência. Como o modelo a ser trabalhado aqui contém constante e não há tendência, as tabelas de referência são a CI e a CII. A tabela CI traz os valores críticos para o teste de Wald (1943) e a CII traz os valores críticos para a estatística F do mesmo teste. As tabelas estão disponíveis no apêndice C.

Para cada nível de significância (10%, 5%, 2,5% e 1%), existem valores para I(0) e I(1). Para a existência de cointegração, os valores críticos, tanto para a estatística t quanto para a estatística F do teste de Wald (1945), precisam ser maiores do que o valor da coluna I(1) da tabela. Também ocorre cointegração no caso de uma das estatísticas ficar entre as bandas I(0) e I(1) e a outra necessariamente superior a I(1).

Na Tabela 8, apresentamos os resultados dos testes de cointegração. Pelo modelo proposto por Pesaran et al. (2001), foi possível verificar a presença de cointegração entre as variáveis no Rio de Janeiro e em São Paulo. No Distrito Federal, não foi possível verificar a existência de relação de longo prazo dados os valores críticos das estatísticas terem ficado dentro das bandas em ambas as tabelas. Já observando pelo teste de Engle-Granger, foi possível verificar a existência de cointegração no Distrito Federal e no Rio de Janeiro, porém, em São Paulo, não houve cointegração. Verificou-se também a existência de cointegração através do teste proposto por Engle-Granger, embora a limitação desse teste seja na identificação de apenas um vetor de cointegração, o teste mostra a existência desse vetor. No último teste proposto, de Johansen (1991), verificou-se que existe pelo menos uma equação nos estados em questão que apresenta relação de longo prazo. Os detalhes do teste de Johansen encontram-se no apêndice F.

Diante desses resultados, foi possível considerar a existência de cointegração no modelo e assim incorporar essa evidência na estimação do modelo cujos resultados são apresentados na Tabela 9.

Tabela 8 – Teste de Cointegração – Pesaran, Engle-Granger e Johansen

	Pesaran			Engle-Granger		Johansen	
	Valor <i>F</i>	Valor <i>t</i>	Diagnóstico	Valor <i>t</i>	Diagnóstico	Valor <i>t</i>	Diagnóstico
Distrito Federal	2,328	-3,344	Indefinido	-6,061***	Cointegra	0,314**	Cointegra
Rio de Janeiro	3,325	-4,189*	Cointegra	-5,389**	Cointegra	0,467***	Cointegra
São Paulo	4,138**	-2,369	Cointegra	-3,814	Não Cointegra	0,302***	Cointegra

Nota: ***, **, * mostram a significância para 1%, 5% e 10%. Os valores críticos para o teste de cointegração proposto por Pesaran (2001), para $k=5$, com intercepto e sem tendência (Tabela CI, Caso III e Tabela CII, Caso III), estão no quadro anexo. A indefinição no Distrito Federal ocorre devido aos valores *F* e *t* estarem situados dentro da banda e não superiores ao valor crítico da tabela. Para o teste de Johansen, foram colocados a estatística referente a $r \leq 0$. Nota: Considerando uma significância estatística de 5%, existe pelo menos 1 equação cointegrante no Distrito Federal e no Rio de Janeiro; e duas equações em São Paulo. O quadro com o resultado completo desse teste se encontra no anexo do trabalho.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Resultados da estimação do modelo 3

COEFICIENTES DA REGRESSÃO					
Coefficientes	Variável	Nome Variável	Distrito Federal	Rio de Janeiro	São Paulo
α		Constante	4,302*** [1,3253]	5,059*** [1,5661]	4,853** [1,8662]
β_1	$\Delta C_{Pr,t-1}$	Δ Venda de Jornais (-1)	-0,257** [0,1067]	0,002 [0,095]	-0,258** [0,1275]
β_2	$\Delta C_{Pr,t-2}$	Δ Venda de Jornais (-2)	-0,221*** [0,096]		
$\gamma_{1,0}$	$\Delta P_{Pr,t}$	Δ Preço Premium	-0,305* [0,179]	-0,363* [0,1971]	-0,171 [0,1947]
$\gamma_{2,0}$	$\Delta P_{Pop,t}$	Δ Preço Popular	-0,089 [0,0696]	0,356** [0,1613]	0,577* [0,3167]
$\gamma_{3,0}$	$\Delta P_{Ass,t}$	Δ Preço Assinatura	0,486* [0,2475]	0,232 [0,251]	-0,537*** [0,1381]
φ_0	ΔA_t	Δ Internet	-0,138** [0,0671]	-0,474*** [0,1786]	-0,382*** [0,1169]
θ_0	ΔR_t	Δ Renda	0,255 [0,2414]	-0,013 [0,2363]	0,268 [0,3389]
δ_1	$C_{Pr,t-1}$	Venda de Jornais (-1)	-0,315*** [0,0942]	-0,384*** [0,0917]	-0,268** [0,1133]
δ_2	$P_{Pr,t-1}$	Preço Premium(-1)	-0,265 [0,2176]	-0,426* [0,2456]	-0,552*** [0,1803]
δ_3	$P_{Pop,t-1}$	Preço Popular(-1)	-0,120** [0,0458]	0,066 [0,0553]	0,509* [0,1982]
δ_4	$P_{Ass,t-1}$	Preço Assinatura(-1)	0,111 [0,1261]	-0,018 [0,172]	0,120 [0,1364]
δ_5	A_{t-1}	Internet(-1)	-0,128*** [0,0457]	-0,003 [0,067]	0,003 [0,0781]
δ_6	R_{t-1}	Renda(-1)	-0,044 [0,121]	-0,078 [0,1917]	-0,208 [0,2876]

Nota: ***, **, * equivalem as significâncias estatísticas a 1%, 5% e 10% respectivamente. Os valores em colchetes é o erro padrão.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 10 mostra as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo. A seguir, analisaremos esses resultados para cada unidade da federação, uma vez que as variáveis apresentam características distintas.

Tabela 10 - Elasticidade de Curto e Longo Prazo

Período	Variável	Elasticidade (%)		
		Distrito Federal	Rio de Janeiro	São Paulo
Curto Prazo	Preço Premium	-0,967*	-0,945*	-0,636
	Preço Popular	-0,284	0,927**	2,149*
	Preço Assinatura	1,542*	0,605	-2,000***
	Acessos Internet	-0,439**	-1,236***	-1,425***
	Renda	0,808	-0,033	0,999
Longo Prazo	Preço Premium	-0,841	-1,111*	-2,058***
	Preço Popular	-0,382**	0,171	1,896**
	Preço Assinatura	0,352	-0,047	0,449
	Acessos Internet	-0,408***	-0,007	0,01
	Renda	-0,139	-0,202	-0,776
Prob (F-Statistic)		0,0001405	0,0001054	0,0000007

Nota: ***, **, * equivalem as significâncias estatísticas a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria

5. Análise dos resultados

5.1. Distrito Federal

Considerando uma significância estatística de 10%, temos que as variáveis que impactam a circulação no curto prazo são o preço do jornal *premium* da assinatura e o acesso à internet. Os sinais dessas variáveis estão de acordo com o esperado na teoria. Dessa forma, o aumento em 1% no preço do jornal acarretaria uma redução de 0,96% na circulação em banca. O maior impacto está numa possível redução no preço da assinatura em 1%, que causaria uma redução de 1,54% na circulação. A internet, por sua vez, apresenta menor sensibilidade sobre à venda em banca, refletindo uma queda de aproximadamente 0,44%.

O fato de a internet ter um peso menor do que a assinatura mostra que a velocidade de ajuste da demanda é mais lenta. Isso significa que o fato da família ter acesso à internet não resultou numa queda imediata na sua demanda por jornais em banca. A família passa a consumir por um tempo os dois produtos, porém, em algum momento, acaba optando por ter a informação em formato digital e deixa de comprar o jornal em banca.

No longo prazo, as variações no preço do jornal popular e no acesso à internet são significativas para explicar as variações nas vendas em banca. Contudo, o sinal apresentado pelo coeficiente do preço do jornal popular não confirma a teoria que ele seja um bem substituto no Distrito Federal. A explicação para isso se dá na forma como o jornal popular é comercializado. Como a sua venda é feita a base de promoções, em que a fidelidade ao produto gera a ele a possibilidade de adquirir outro produto, seja eletrodoméstico ou utensílios para o lar, isso faz com que o produto se comporte como um complementar ao jornal *premium*. Isto é, o leitor quer se informar melhor através do jornal de maior valor, mas também quer ter a possibilidade de comprar ou ganhar o produto promocionado pelo jornal popular.

A renda, por sua vez, não foi uma variável significativa para explicar as variações na demanda de jornais. Dessa forma, não se pode afirmar a relação que ela tem com a demanda de jornais. Pelo valor observado da elasticidade, ela teria comportamentos distintos, no curto e no longo prazo, isto é, o aumento no rendimento médio do trabalhador poderia ser benéfico para a demanda de jornais no curto prazo, porém, o comportamento é oposto no longo prazo. Mas, novamente, como não houve significância estatística, não se pode inferir sobre essa variável.

5.2. Rio de Janeiro

No Rio de Janeiro, a internet se mostrou como a variável de maior impacto sobre a venda de jornal no curto prazo. Já uma redução no preço do jornal popular resultaria em uma redução na

circulação dos jornais *premium* nesse estado. O sinal dos coeficientes confirma que tanto o aumento de domicílios com acesso à internet como o jornal popular se posicionam como bens substitutos no curto prazo.

Os jornais populares do Rio de Janeiro apresentam um volume de conteúdo diferente do que é encontrado no restante do país. Muitos títulos contam até com a presença de classificados, produto bastante comum entre os jornais *premium*.

No longo prazo, apenas o preço do próprio jornal se mostrou significativo a 10%. O fato de a elasticidade ser superior à unidade mostra que a redução na quantidade demanda de jornais *premium* será maior proporcionalmente ao aumento de preço, portanto, gerando redução no faturamento.

Da mesma forma como ocorreu no Distrito Federal, a renda não se mostrou estatisticamente significativa no curto e no longo prazo. Porém, o sinal da variável indica que a renda teria um comportamento oposto ao esperado pela teoria econômica. O aumento no rendimento médio traria uma redução da demanda por jornais impressos.

5.3. São Paulo

No curto prazo, as variações no preço da assinatura, dos jornais populares e no acesso à internet se mostraram significativas para explicar as variações na circulação. Contudo, os coeficientes precisam ser analisados com certo cuidado, pois, assim como alguns populares, a venda de jornais *premium* é feita através de promoções, fazendo com que a demanda por esse produto não dependa apenas das variáveis citadas. Isso pode explicar o fato dos coeficientes apresentarem uma sensibilidade superior aos dos demais estados analisados.

Observando o comportamento da assinatura, por exemplo, o sinal obtido não era o esperado, porém, é compreensível. Em São Paulo, é bastante comum encartar algum produto agregado, como fascículos ou outro produto colecionável e de certa forma fidelizar a venda em banca para o leitor. Dessa forma, as variações no preço da assinatura não surtiriam o mesmo efeito sobre a demanda, comparada a uma situação em que não houvesse promoções.

A renda também não apresentou significância estatística suficiente para validar seu comportamento frente à demanda de jornais impressos. Caso ela fosse significativa, sua elasticidade seria muito próxima da unidade, indicando que o aumento em 1% no rendimento médio geraria o mesmo reflexo sobre a demanda de jornais. Porém, o resultado será o oposto no longo prazo, em que o aumento no rendimento causaria uma redução na venda de jornais em banca.

6. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo estudar o comportamento da demanda por jornais impressos vendidos em banca no Brasil, a sua elasticidade preço e renda e os impactos de produtos, considerados como potenciais substitutos, tais como a modalidade de venda por assinatura, o jornal popular e o acesso à internet. Os dados contemplaram a demanda de jornais que circulam no Distrito Federal, no Rio de Janeiro e em São Paulo para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2012 e a metodologia empregada foi o modelo de Pesaran et al. (2001).

Os resultados mostraram que existe uma relação inversa entre o preço do jornal e a sua venda. Contudo, os coeficientes obtidos mostram que cada região apresenta um comportamento distinto frente às mudanças no preço de capa dos jornais. Por ser um mercado em que há uma rigidez nos preços dos jornais, as mudanças precisam ser estudadas com cautela por cada empresa para evitar perdas no seu faturamento. Caso ocorra uma queda maior proporcionalmente ao aumento no preço, a companhia terá uma queda na receita de venda de jornais. Caso os jornais do Distrito Federal aumentem seu preço, o retorno na receita será positivo tanto no curto quanto no longo prazo, mesmo havendo uma queda na circulação. Como exemplo, caso o aumento no preço seja de 1%, estima-se uma queda de 0,96% na circulação de jornais em banca.

No Rio de Janeiro, onde o mercado de jornais populares é muito forte, o estudo mostrou que de fato existe uma relação inversa entre os dois produtos, reforçando sua característica de bem substituto

em relação ao jornal *premium*. No longo prazo, apenas o preço do jornal é fator crítico para explicar as variações na demanda. Isso se deve ao fato do *O Globo* ter promovido ao longo do período ajustes no preço de capa. Esse mesmo fato também ocorreu no mercado de São Paulo. As variações de preço podem ser observadas no apêndice D.

Já para o mercado paulistano, a venda de seus jornais é sustentada à base de promoções de colecionáveis. Essa estratégia se mostrou interessante ao ponto de mitigar o efeito substituição que existe na compra da assinatura desses jornais.

Os jornais populares, criados para atender a uma demanda das famílias de mais baixa renda, também passaram a ser consumidos por aqueles que antes consumiam jornais *premium*. Esse movimento de substituição foi perceptível nos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo. No Distrito Federal, onde o principal jornal popular é bastante promocionado, não foi possível identificar nenhum grau de substituição.

Vale chamar a atenção para o efeito do número de lares com acesso à internet sobre a demanda de jornais em banca. Foi possível verificar uma forte influência na redução na demanda por jornais impressos, principalmente no Rio de Janeiro e em São Paulo. Isso mostra a importância de o jornal impresso aumentar a sua relevância na internet, gerando conteúdos diferenciados e com profundidade para seus leitores. Também é preciso repensar o modelo de negócio no ambiente *online* a fim de mitigar o efeito do *trade-off* que existe entre o ambiente de elevado faturamento, mas em um meio em declínio ou expandir seus negócios em um ambiente digital favorável, porém com baixo retorno da publicidade. Outra conclusão interessante é que a renda não se mostrou significativa estatisticamente para explicar as variações na circulação paga, tanto no curto quanto no longo prazo. Futuras contribuições a este trabalho são bem-vindas no sentido de ampliar o estudo para outros períodos, regiões e jornais.

Referências

- AFZAL, M. et al. Relationship Between School Education and Economic Growth in Pakistan ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration. *Pakistan Economic and Social Review*, v. 48, n. 1, p. 39-60, 2010.
- ALVES, D. C. O; BUENO, R. L. S. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. *Energy Economics*, v. 25, n. 2, p. 191-199, 2003.
- ANJ - Associação Nacional de Jornais. 2012. Disponível em: <<http://www.anj.org.br/tempo-de-leitura-2/>>. Acesso em: 22 ago. 2013.
- ARGENTESI, E.; FILISTRUCCHI, L. Estimating market power in a two-sided market: The case of newspapers. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 7, p. 1247-1266, 2007.
- BACCHI, M. R. P.; BARROS, G. S. C. Demanda de carne bovina no mercado brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n. 1, p. 83-96, 1992.
- DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- EVANS, D. S. The online advertising industry: Economics, evolution, and privacy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 23, n. 3, p. 37-60, 2009.
- FARINA, E.; VIEGAS, C.; LACERDA, P.; GARCIA, C. Mercado e Concorrência do Etanol. In: SOUSA, E. L. de; MACEDO, I. de C. (Org.). *Etanol e Bioeletricidade: a cana de açúcar no futuro da matriz energética*. São Paulo: Editora LUC, p. 226-311, 2010.

- GABSZEWICZ, J. J.; LAUSSEL, D.; SONNAC, N. Advertising and the rise of free daily newspapers. *Economica*, v. 79, n. 313, p. 137–151, 2012.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.
- KELLEY, L. D.; JUGENHEIMER, D. W. *Advertising media planning – a brand management approach*. M.E. Sharpe, 2004.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1, p. 159–178, 1992.
- LEWIS, R. Relation between newspaper subscription price and circulation, 1971-1992. *Journal of Media Economics*, v. 8, n. 1, p. 25–41, 1995.
- MANRICH, C.; DINIZ, E. H.; SANDES-GUIMARÃES, L. V. Jornais brasileiros e sua atuação na internet. *Revista Eletrônica de Sistemas de Informação*, v. 12, n. 1, p. 1–19, 2013.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. *Nova Economia*, n. 15, v. 3, p. 31–52, 2005.
- MÖNCH, E.; UHLIG, H. Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, v. 2005, n.2, p. 43–69, 2005.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- RANDOW, B. M. V.; FONTES, R. M. O.; CARMINATI, J. G. O. Estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda por álcool combustível no Brasil. In: *Anais do Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*, 48, Campo Grande-MS, 2010.
- REEKIE, W. The price elasticity of demand for evening newspapers. *Applied Economics*, v. 8, n. 1, p. 69–79, 1976.
- WALD, A. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, v. 54, n. 3, p. 426–482, 1943.