

Práticas Restritivas, Barreiras à Entrada e Concorrência no Mercado Brasileiro de Exibição Cinematográfica*

Bruno Schröder †

Conteúdo: 1. Introdução; 2. Evidências do Mercado Brasileiro de Salas de Exibição; 3. O Modelo Econômico de Decisão-Escolha do Investidor; 4. O Modelo Econométrico; 5. Base de Dados e Especificação; 6. Resultados; 7. Conclusão; A. Anexo 1.

Além de estudar os determinantes do investimento no setor de exibição cinematográfica, este artigo busca analisar se a expansão recente do setor em termos do número de salas de cinema se deveu à adoção de estratégias de segmentação e práticas restritivas por parte dos agentes de mercado, o que acabou por intensificar a concentração geográfica da indústria. Emprega-se, então, o conceito de limiar de entrada desenvolvido por Bresnahan e Reiss (1991) para examinar em que medida as condições competitivas se alteram em mercados locais independentes quando o número de firmas aumenta. Com dados para o mercado brasileiro de salas de exibição no ano-referência 2007, adota-se uma abordagem econométrica única na literatura de modelos de entrada ao se utilizar um modelo zero-inflacionado de variável-resposta ordenada para estimar os limiares de entrada e o tamanho de mercado de equilíbrio. Os resultados encontrados sugerem que barreiras à entrada são significativas para a entrada de uma segunda firma em mercados monopolizados, indicando que a rentabilidade associada à recente expansão do setor esteve baseada em estratégias danosas à concorrência em nível local.

Beside studying the determinants of investments in the Brazilian movie theater industry I also examine if the recent expansion of the sector in terms of the number of theaters was due to the adoption of segmentation strategies and restrictive practices by the agents of the market, which would eventually be responsible for its geographic concentration increase. It is then

*O autor gostaria de agradecer à Fernanda Mazzeo (ANCINE) e Akio Nakamura (ANCINE) pela assistência de pesquisa. Eventuais erros e omissões são de minha inteira responsabilidade.

† Artigo elaborado quando era Especialista em Regulação da Agência Nacional do Cinema (ANCINE). Todas as opiniões aqui expressas são manifestações do próprio autor e não refletem o posicionamento oficial da Agência Nacional do Cinema. Atualmente, é Analista do Banco Central do Brasil. E-mail: bruno.schroder@bcb.gov.br



used the concept of entry threshold developed by Bresnahan and Reiss (1991) to examine the extent to which competitive conditions change in independent local markets when the number of firms increases. With data for the Brazilian movie theaters in 2007, I adopt a unique econometric approach in the literature of entry models using a zero-inflated ordered response model to estimate the entry thresholds and the equilibrium market size. The results suggest that barriers of entry are significant for the entry of a second firm in monopolistic markets indicating that the profitability associated with the recent expansion of the sector was based on harmful strategies to competition at the local market level.

Palavras-chave: Estrutura de Mercado, Limiares de Entrada, Modelo Ordenado Zero-Inflacionado.

Códigos JEL: C25, D40, L11, L42, L82.

1. INTRODUÇÃO

O mercado brasileiro de exibição cinematográfica passou por mudanças significativas recentemente. No ano 2000, um público de 72 milhões de espectadores frequentou uma das 1.480 salas de cinema espalhadas pelo território brasileiro. Em 2008, observou-se um público de 89,1 milhões de pessoas para um conjunto exibidor de 2.063 salas, representando aumento da ordem de 23,7% em termos público e de 39,4% em termos do número de salas de cinema.

Apesar do expressivo aumento, o acesso aos serviços de exibição cinematográfica permanece distante de boa parte da população. Os dados para o ano de 2008 revelam que apenas 7,2% dos 5.565 municípios brasileiros possuem pelo menos uma sala de cinema. Em termos de distribuição espacial, evidencia-se ainda que as Unidades da Federação que compõem as regiões Sul e Sudeste, em conjunto com o Distrito Federal, concentram cerca de 77,7% do parque exibidor. Deste modo, o crescimento do mercado brasileiro de exibição cinematográfica aparenta concentrar-se geograficamente, de modo que a compreensão desta dinâmica empresarial sobre a concorrência constitui um dos requisitos para a elaboração de políticas públicas para o setor. Sendo assim, devido à magnitude desta rápida e incomum transformação, este mercado oferece uma oportunidade singular para se estudar os efeitos de entrantes sobre o ambiente competitivo e, em particular, o modo pelo qual a entrada afeta as firmas incumbentes.

Portanto, o objetivo deste artigo é desenvolver um modelo empírico dos determinantes do investimento em salas de exibição cinematográfica e, então, identificar os primitivos econômicos (de demanda, de custos e de comportamento competitivo) responsáveis pela forte segmentação dessa indústria no Brasil. Baseando-se na proposta de Bresnahan e Reiss (1991), este trabalho desenvolve uma abordagem empírica única no âmbito da classe de modelos de entrada em mercados concentrados para lidar com o problema de “excesso de zeros” nas observações amostrais. Não obstante, busca-se ainda examinar as relações entre o número de firmas em um mercado, o tamanho do mercado e a concorrência.

Especificamente, este artigo considera o mercado brasileiro de exibição cinematográfica como um setor que consiste de um número suficientemente grande de mercados locais geograficamente independentes (por exemplo, cidades ou municípios), em que as salas de cinema dos diferentes grupos exibidores competem entre si. É possível, então, analisar o efeito da abertura de uma nova sala sobre a conduta competitiva em cada mercado local adaptando-se o modelo empírico de entrada de Bresnahan e Reiss (1991) para as especificidades do mercado de exibição, dentre elas, o “excesso” de mercados locais sem salas de cinema ou “excesso de zeros”, conforme aludido anteriormente.

O conceito de “limiar de entrada” (*entry threshold*, em inglês) introduzido pelos autores permite mensurar se a entrada de uma firma altera o poder de mercado que pode ser exercido ou se a nova firma se defronta com barreiras à entrada naquele mercado. Um detalhe importante deste modelo é

que nenhuma informação acerca da margem preço-custo de qualquer firma é exigida. Assim, utilizando este conceito, pretende-se analisar como as condições competitivas se alteram quando o número de firmas (ou equivalentemente, salas de cinema) aumenta em mercados locais independentes.

Diversos artigos desenvolveram modelos empíricos detalhados de entrada em mercados oligopolísticos. Todos eles estimam um modelo de equilíbrio de entrada aplicado a diferentes indústrias. Dentre os trabalhos mais relevantes sobre o tema destacam-se Bresnahan e Reiss (1987, 1990, 1991), Berry (1992), Dranove et alii (2003), Greenstein e Mazzeo (2006), Mazzeo (2002), Seim (2006) e Syverson (2004). Bresnahan e Reiss (1991), por exemplo, utilizam informações sobre características de mercado para medir os efeitos da entrada sobre a conduta competitiva em cinco indústrias varejistas e de categorias profissionais nos EUA. Berry utiliza as decisões de entrada das companhias aéreas (considerando heterogeneidade dos entrantes potenciais) como indicadores da lucratividade subjacente para medir o tamanho de cada mercado intermunicipal (isto é, o número de firmas no equilíbrio para cada mercado local). Mazzeo, Dranove et al., e Greenstein e Mazzeo introduzem a diferenciação de produto na abordagem de Bresnahan e Reiss (1991) para estudar os mercados de hotéis, planos de saúde e de telecomunicações, respectivamente. Seim estima um modelo de entrada com escolhas de localidades na indústria de vídeo doméstico. Syverson examina o efeito da substitutibilidade espacial no mercado de produto usando dados para fábricas de concreto-pronto.

No presente artigo, emprega-se uma base de dados transversais do mercado brasileiro de exibição cinematográfica, com referência no ano-base de 2007, para estimar os limiares de entrada por meio de um modelo zero-inflacionado de variável resposta ordenada, baseado nas probabilidades de se observar certo número de salas de cinema em cada mercado local. O modelo é estimado por máxima-verossimilhança.

Dentro da literatura de modelos de regressão com dados de contagem (*count data regressions*, em inglês) identificam-se uma série de artigos que buscam lidar com a questão do “excesso de zeros” da variável dependente por meio da aplicação de modelos zero-inflacionados. São referências Mullahy (1986, 1997), Lambert (1992), e Pohlmeier e Ulrich (1995).

Todavia, há relativamente poucas aplicações de modelos econométricos zero-inflacionados quando se trata de variável dependente ordenada. Dentre os artigos de maior relevância, destacam-se Harris e Zhao (2007) e Ganguly et alii (2010). Estes empregam um modelo probit ordenado zero-inflacionado para explicar a alta taxa de não-adoção de um novo produto para isolamento de paredes na indústria de construção residencial norte-americana. Aqueles aplicam a mesma abordagem econométrica ao problema de escolha do consumidor de tabaco.

Em particular, Harris e Zhao consideram que as observações de ausência de uso de tabaco podem estar relacionadas a dois tipos de “consumidores”: aqueles que são genuinamente não-consumidores (devido a considerações morais ou éticas) e consumidores usuais ou potenciais, ou seja, indivíduos que ou informaram que não usavam tabaco no momento da pesquisa ou que podem se tornar usuários, desde que o preço do produto se reduza suficientemente. Naturalmente, os fatores que governam as escolhas desses indivíduos são distintos, de modo que a modelagem incorreta da decisão econômica de consumir tabaco poderia viesar as estimativas e invalidar as inferências subsequentes em termos de políticas públicas.

Raciocínio análogo se aplica ao caso dos determinantes do investimento na indústria de exibição cinematográfica. Redstone (2004) destaca que o empreendedor potencial no segmento de exibição toma suas decisões de investimento em duas etapas: primeiro, analisa o mercado potencial em termos de suas características demográficas e socioeconômicas; em seguida, caso decida entrar, leva em conta as influências de fatores econômicos mais propriamente ditos sob suas estratégias de negócio, como a presença de concorrentes, produtos ou serviços substitutos, além dos custos envolvidos na conquista de parcela relevante de mercado.

Occasionally, we consider building a theatre in a market where we do not already have a presence. In this case, the targeted market is analyzed in terms of population size, age,



income, density, education level, as well as the location, size, and quality of other theatres. Where competing theatres are present, an assessment of potential market-share capture, as well as market expansion, guides this process (Redstone, 2004, p. 389).

Deve-se assinalar que os modelos tradicionais de variável resposta ordenada (e.g., Modelo Probit Ordenado) possuem capacidade limitada em explicar a preponderância de observações iguais a zero para a variável dependente, sobretudo, quando os zeros podem estar relacionados a duas situações distintas, tais como a não-participação e a escolha ocasional, exatamente como ocorre no caso do consumo de tabaco ou do investimento em salas de cinema. Desse modo, sugere-se um modelo zero-inflacionado de variável-resposta ordenada, envolvendo duas equações latentes, que se relacionam a diferentes conjuntos potenciais de variáveis explicativas: uma equação com variável-resposta qualitativa (no caso, o Modelo Probit) e outra equação com variável-resposta ordenada (o Modelo Probit Ordenado).

Portanto, este artigo traz uma contribuição única para a compreensão dos determinantes do investimento no mercado de exibição cinematográfica ao desenvolver um modelo de entrada em mercados oligopolísticos em duas etapas: primeiro, o entrante potencial decide se entra ou não em determinado mercado local e, em seguida, escolhe em quantas salas investir. Esta maior adequabilidade do modelo às características amostrais é usada, então, para analisar não apenas os efeitos da abertura de salas de cinema, pautada por estratégias de restrições verticais, sob as condições concorrenciais, mas também para mensurar o tamanho mínimo de mercado exigido para sustentar determinada quantidade de cinemas em cada mercado local.

Os principais resultados empíricos são os seguintes: primeiramente, foi obtida uma população mínima de 91.087 pessoas para que uma primeira sala de cinema fosse aberta na cidade, enquanto que seriam necessários cerca 242 mil habitantes para que a cidade tivesse pelo menos três salas de cinema. Em segundo lugar, constatou-se que a presença de custos fixos crescentes sugere não apenas a existência de barreiras à entrada para uma segunda firma exibidora em mercados monopolizados, mas também que as firmas competem em outras dimensões que não em preços (por exemplo, em propaganda, eventos promocionais ou em localização), sobretudo, em mercados locais com três ou mais salas de cinema. Além disso, este artigo explora a idéia de que os eventos recentes observados no mercado brasileiro de exibição cinematográfica contribuíram para alterar as condições de concorrência entre as firmas em mercados locais geograficamente independentes. Por conseguinte, foram impostas restrições à ampliação do parque exibidor, na medida em que o incremento da lucratividade no setor esteve baseado na adoção de estratégias de restrições verticais, tais como a discriminação de preços e a segmentação de mercado (i.e., limites da área de atuação em termos geográficos ou da base de consumidores).

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 traz um panorama geral do mercado brasileiro de exibição, sua evolução recente e estágio atual, ponderando questões pertinentes à defesa da concorrência setorial. A Seção 3 descreve brevemente a abordagem econômica relativa às duas equações latentes (decisão de participação e de escolha do investidor) subjacentes ao processo de investimento no setor de exibição cinematográfica. A Seção 4 detalha o modelo econométrico zero-inflacionado de variável-resposta ordenada, assim como as hipóteses e os testes estatísticos empregados. A Seção 5 introduz a especificação empírica do modelo e informa a base de dados utilizada. Finalmente, os resultados são discutidos na Seção 6, seguindo-se das considerações finais na Seção 7.

2. EVIDÊNCIAS DO MERCADO BRASILEIRO DE SALAS DE EXIBIÇÃO

A cadeia de produção da indústria cinematográfica compreende três segmentos distintos: produção, distribuição e exibição de filmes em diversas janelas (salas de cinema, *home-video*, *pay-per-view*, TV por assinatura, TV aberta e internet).

A atividade de produção cinematográfica é desempenhada ou por produtores independentes ou pelos grandes estúdios, principalmente, os de Hollywood, verticalmente integrados na distribuição em nível internacional. Em seguida, os direitos de exibição de um filme são licenciados para distribuidores

durante determinado período de tempo, especificando-se em contrato os territórios e as janelas que podem servir à exploração comercial da obra. Os distribuidores são, em geral, responsáveis pela determinação da estratégia de lançamento (número de cópias, data de lançamento e *marketing*), assim como pela política de comercialização, por exemplo, o valor do aluguel da cópia para os exibidores. Por fim, os exibidores de filmes, sejam em salas de cinema, sejam em outras janelas, ofertam o produto audiovisual aos consumidores finais.

Em particular, a atividade principal de uma sala de cinema é a venda de serviços audiovisuais, cuja experiência do ponto de vista sensorial dificilmente pode ser reproduzida assistindo o conteúdo em questão por meio de outro suporte físico.¹ Então, uma vez que os serviços de exibição cinematográfica devem ser ofertados em uma base geográfica local, a proximidade das salas de cinema constitui uma fonte de utilidade para o consumidor, justificando o investimento das redes de cinema na expansão das salas pelo território.

O setor brasileiro de salas de exibição possui algumas características específicas, que o tornam especialmente interessante. Em primeiro lugar, observa-se a expansão da quantidade de salas de cinema, ao mesmo tempo em que esta se concentra geograficamente. Em segundo lugar, a indústria de exibição em cinemas se mostra altamente concentrada, com base nos índices usuais de concentração de mercado, muito embora tenha apresentado recentemente leve tendência à desconcentração, possivelmente em virtude da entrada de novos players ou de movimentos recentes do setor, sobretudo, joint ventures. Por último, existe clara evidência a favor da redução com relativa estabilização do público espectador, simultaneamente a um movimento de massificação da TV por assinatura e da internet banda larga no Brasil, podendo ser este o fator responsável pelo padrão de público observado e pela perda da atratividade do consumo audiovisual na janela cinematográfica.²

Estas características da indústria, ou seja, aumento da disponibilidade de salas de cinema, porém, concentrando-se geograficamente, grau elevado de poder de mercado e tendência à queda com relativa manutenção da demanda, sugerem que as estratégias de investimento em salas de exibição de parcela relevante dos agentes de mercado possam estar sendo pautadas por práticas restritivas horizontais ou verticais. Como possíveis consequências da concentração de mercado, há não apenas a questão da perda relativa de eficiência técnica em termos de bem-estar do consumidor, mas também prejuízo ao desenvolvimento sócio-cultural da comunidade, uma vez que tais práticas restritivas criam obstáculos de acesso ao cinema como bem cultural.

Tanto é assim que, é importante destacar o fato de que as autoridades antitruste norte-americanas promoveram, entre as décadas de 1930 e 1940, uma série de medidas antidiscriminatórias visando ao aumento da competitividade no setor de exibição e aumento da qualidade da produção cinematográfica. Estes atos ficaram conhecidos como “Paramount Decrees”. Recomenda-se a leitura de De Vany e McMillan (2004) e de Whitney (1955) para maior aprofundamento dessas questões.

A compreensão dos conceitos de restrições verticais e horizontais é imprescindível caso se pretenda analisar o atual paradigma do mercado brasileiro de exibição cinematográfica. Por restrições horizontais entendemos situações de comportamento paralelo ou acordos entre concorrentes: a formação de cartel e a divisão de mercado são as práticas mais comuns. Na indústria de salas de cinema, um possível comportamento anticompetitivo dos agentes é a divisão de mercado, em que um determinado grupo exibidor se compromete a não concorrer com outro numa dada região ou município. Naturalmente, a cartelização surge como incentivo ao desvio da conduta competitiva em qualquer mercado com pelo

¹O contínuo progresso técnico tende a baratear o custo do *home-theater* ao longo do tempo, tornando os meios de reprodução das condições de uma sala de cinema típica acessível a uma boa parcela da população. Todavia, isto ainda não é uma realidade no caso específico do Brasil. Além disso, cabe notar que o lançamento de filmes ocorre primeiro nas salas de exibição, decorrendo certa defasagem temporal até que esteja disponível em outras janelas, como *home-video* ou *pay-per-view*.

²Por exemplo, a disseminação das redes P2P (*peer-to-peer*) para download de conteúdo na internet acaba por retirar a atratividade de assistir o lançamento de um filme no cinema, pois o consumidor pode, com muito pouco recurso, assistir o filme desejado na tela de seu computador pessoal.



menos duas firmas exibidoras, na medida em que a marcação conjunta de preços aumenta o lucro da indústria, desde que seja possível o monitoramento das ações dos participantes do cartel e sua punição em caso do descumprimento do acordo.

Por sua vez, as práticas restritivas verticais são limitações impostas pelos ofertantes de produtos ou serviços a outros agentes econômicos com os quais se relacionam comercialmente ao longo de uma cadeia produtiva, ou seja, são restrições sobre as etapas anteriores ou posteriores às suas na cadeia de produção (Sullivan e Harrison, 1988). Dentre as numerosas práticas verticais, de acordo com Fagundes (2006), destacam-se:

1. *Fixação de preços de revenda*, pela qual um produtor estabelece os preços máximos e mínimos a serem praticados na venda final pelos distribuidores de seus produtos. No segmento audiovisual, pode se considerar a situação em que uma empresa produtora de filmes fixa um intervalo de preços para o licenciamento dos direitos de exploração da obra ao distribuidor cinematográfico;
2. *Acordos de exclusividade*, pelos quais duas empresas relacionadas verticalmente acordam em realizar suas transações de forma exclusiva. Um caso seria a situação em que um exibidor se comprometeria a adquirir cópias somente dos grandes estúdios de cinema, restringindo a oferta de filmes provenientes de estúdios independentes;
3. *Venda casada (tying, em inglês)* é a prática de se vender um determinado produto condicionado exclusivamente à compra de outro, seja relacionado ou não à atividade da empresa. Por exemplo, um distribuidor pode colocar à venda os direitos de exibição de um filme com grande potencial de sucesso nas bilheterias, desde que seja adquirida também outra película, possivelmente mais difícil de ser vendida separadamente, por ser menos rentável. Caso o exibidor não tenha o direito de assistir ou avaliar previamente o potencial deste outro filme, tal forma de *tying* caracteriza a prática de “blind bidding” ou “compra às cegas”;
4. *Empacotamento (bundling, em inglês)* consiste na venda de produtos ou serviços apenas de forma conjunta com a recusa de comercializá-los separadamente. O exemplo clássico é o caso do “block booking”, em que o distribuidor vende um conjunto de filmes de gêneros e qualidade diversos de forma conjunta para exibição em salas de cinema;
5. *Discriminação de preços*, que consiste na prática de preços diferenciados para diferentes grupos de clientes. Um tipo de discriminação de preços de terceiro grau é a determinação legal, no caso do Brasil, da cobrança de meia-entrada nos ingressos de cinema para estudantes e idosos;³
6. *Restrições territoriais e da base de clientes*, em que tipicamente um produtor limita contratualmente a área de atuação dos seus distribuidores, seja em termos geográficos, seja quanto às características dos clientes. Pode-se imaginar uma situação em que o distribuidor limita em quais cinemas e em quais regiões determinado filme pode ser exibido; e
7. *Preços não lineares* são formas de garantir que o custo unitário de aquisição do produto pelo distribuidor diminua como função da quantidade adquirida, estimulando a compra de mais produto. Por exemplo, podemos considerar o seguinte esquema de precificação: para uma determinada quantidade de cópias de um filme, o exibidor paga um valor fixo. A partir dessa quantidade, novas cópias podem ser adquiridas a um preço unitário inferior dependendo do número de dias que o filme ficar em cartaz ou de vezes que a cópia for utilizada.

³Devemos salientar dois aspectos no presente contexto: (i) não necessariamente uma redução na margem de 50% do valor do ingresso para estudantes e idosos é uma escolha eficiente do ponto de vista do exibidor que discrimina preços em terceiro grau, na medida em que este poderia decidir livremente, com base nas elasticidades da demanda, a redução ótima do preço do ingresso para cada grupo; (ii) a discriminação de preços em terceiro grau, apesar de não ser eficiente no sentido de Pareto, pode ter efeitos sociais desejáveis, na medida em que passa a atrair um maior número de potenciais espectadores, que por serem mais sensíveis a preços, acabam pagando menos, ampliando o acesso a este bem cultural na comunidade.

É imprescindível deixar claro ao leitor que uma premissa logicamente essencial para que possa ocorrer qualquer efeito prejudicial à concorrência em um ou mais dos mercados relevantes envolvidos na adoção das práticas aludidas é que, em pelo menos um dos mercados considerados, exista poder de mercado (isto é, posição dominante) por parte da(s) empresa(s) que adota(m) a(s) prática(s).

Embora tais restrições constituam, em princípio, limitações à livre concorrência, também podem apresentar benefícios (ou seja, “eficiências econômicas”) que devem ser ponderados vis-à-vis os efeitos potenciais anticompetitivos, de acordo com o princípio da razoabilidade.⁴ Foge ao escopo do presente artigo o exame pormenorizado dessas questões. Todavia, busca-se a seguir retratar quantitativamente alguns aspectos da indústria de exibição cinematográfica no Brasil, cuja estrutura se assemelha refletir as consequências de algumas das práticas restritivas mencionadas.

A Figura 1 deixa claro um dos aspectos que destacamos a respeito desse segmento: elevada concentração geográfica da disponibilidade de salas. Um indicador útil para mensurar este efeito é a razão habitante-sala, que informa, em média, o número de pessoas atendidas por cada sala de cinema em uma dada região. Obviamente, quanto maior for esta razão, pior é a cobertura de salas de cinema na localidade.

Nota-se a grande disparidade entre as regiões brasileiras: o Norte e o Nordeste apresentam as piores distribuições de público potencial por sala; todavia, em algumas das capitais dessas regiões, a oferta de cinemas aumenta consideravelmente, assemelhando-se à distribuição observada em alguns Estados ou capitais das regiões Sul e Sudeste.

Essa distribuição da razão habitante-sala, apesar de fortemente assimétrica, se justifica na medida em que o investimento na expansão do parque exibidor se concentra nas cidades e regiões mais populosas do Brasil. Porém, se a densidade populacional fosse a única variável de escolha relevante na tomada de decisão do investimento deveríamos observar uma razão habitante-sala uniforme em todas as regiões brasileiras, o que não ocorre, uma vez que outros fatores de natureza socioeconômica governam tal escolha.

A Figura 2 a seguir fornece a dispersão das salas de cinema no território brasileiro para o ano de 2008.

Observa-se que as regiões Sudeste (57,5%) e Sul (20,9%) concentram quase 80% do parque exibidor brasileiro, estando as demais salas de cinema dispersas pelo território da seguinte maneira: 7,7% do total na região Centro-Oeste, 9,9% no Nordeste e 4% no Norte.

Concomitantemente a este processo de concentração espacial dos cinemas, observa-se um contínuo aumento na oferta total de salas, movimento este que já se prolonga por uma década, conforme ilustrado na Figura 3.

Todavia, deve-se notar que a partir de 2005, há certa tendência de estabilização da quantidade de salas, possivelmente indicando uma maturação do processo de expansão iniciado em 1998.

Outra característica marcante da indústria de exibição é o elevado grau de poder de mercado (ou posição dominante) de que dispõem os agentes do setor, de acordo com a Tabela 1.

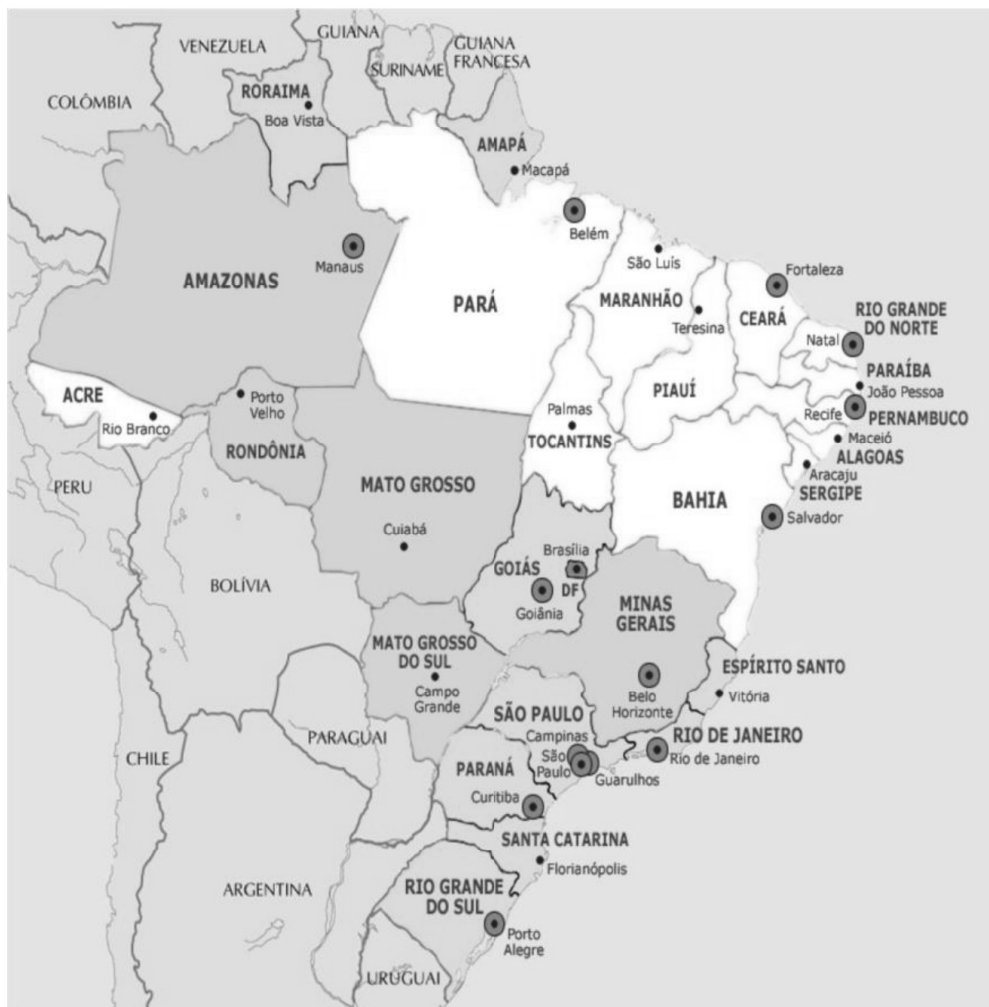
Comparando-se o *market-share* em termos de faturamento bruto das dez maiores empresas em 2008, nota-se que para a grande maioria dos grupos exibidores houve uma queda do poder de mercado, possivelmente, em virtude da entrada de pequenos grupos em uma franja competitiva ou de *joint-ventures*. Todavia, a posição dominante dos principais exibidores permanece elevada, na medida em que uma única firma exibidora responde por mais de 1/3 do faturamento da indústria e, as quatro maiores, por mais de 50%.

Outra forma de se mensurar a concentração de mercado é por meio dos tradicionais índices de concentração: HHI (*Hirschman-Herfindahl Index*) e $C(m)$ (Razão de Concentração). Define-se a razão de concentração das m maiores firmas em termos de market-share como $C(m) = \sum_{i=1}^m s_i$, onde s_i é o

⁴Vide Resolução nº 20/1999 do CADE, que dispõe, de forma complementar, sobre o Processo Administrativo (Brasil, 1999).



Figura 1



Fonte: *cedido pela Agência Nacional do Cinema (ANCINE)*

Figura 2

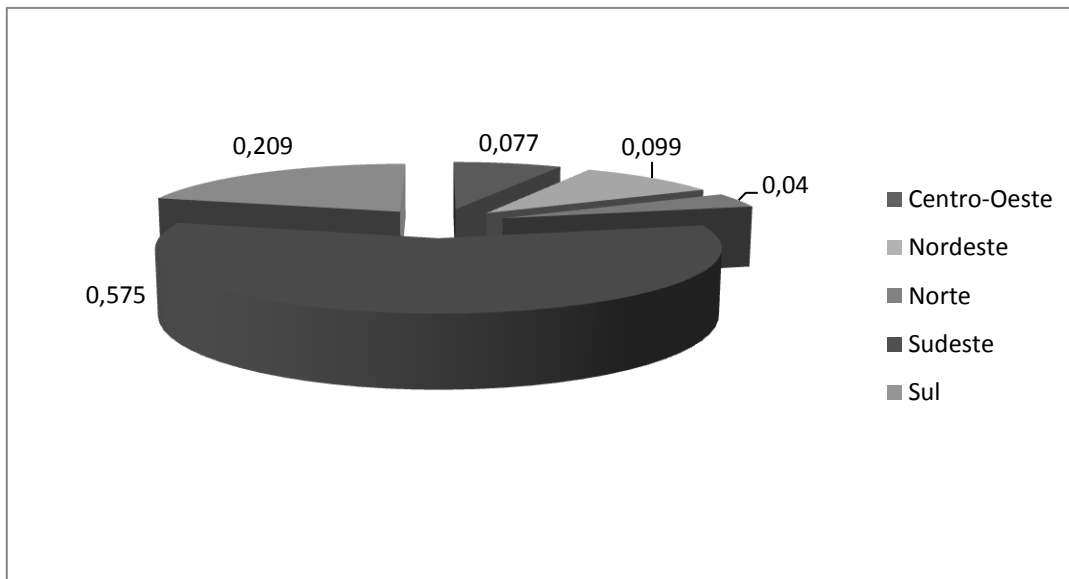


Figura 3

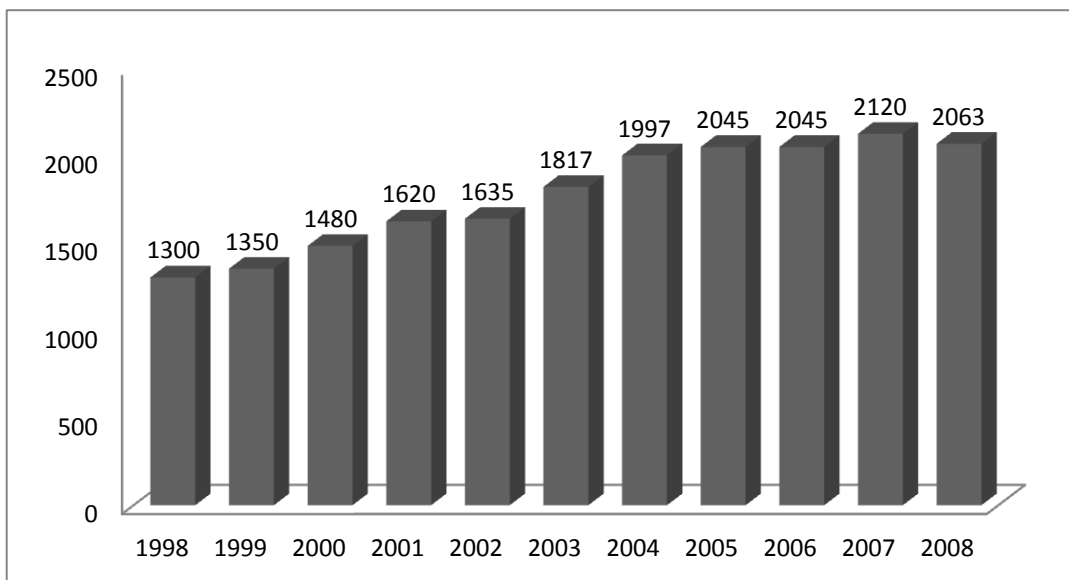


Tabela 1

Exibidor	2008		2006	
	Renda de Bilheteria	Salas Market-Share (renda)	Renda de Bilheteria	Salas Market-Share (renda)
CINEMARK	R\$ 251.494.597,00	396 34,17%	R\$ 218.041.190,00	322 36,82%
UCI	R\$ 73.283.447,00	139 9,96%	R\$ 74.166.901,00	111 12,52%
CINEMAS SÃO LUÍZ	R\$ 59.362.213,00	120 8,07%	R\$ 76.327.021,00	135 12,89%
CINEMATOGRAFICA ARAUJO	R\$ 32.360.549,00	97 4,40%	R\$ 33.358.824,00	84 5,63%
UCI RIBEIRO	R\$ 30.204.489,00	50 4,10%	R\$ 20.871.993,00	30 3,52%
ESPAÇO DE CINEMA	R\$ 29.636.652,00	73 4,03%	R\$ 27.556.846,00	60 4,65%
BOX CINEMAS	R\$ 23.425.952,00	56 3,18%	R\$ 18.700.885,00	48 3,16%
MOVIECOM CINEMAS	R\$ 22.158.002,00	101 3,01%	R\$ 24.330.745,00	95 4,11%
CINESYSTEM	R\$ 18.628.859,00	61 2,53%	R\$ 11.292.308,00	41 1,91%
GNC CINEMAS	R\$ 15.644.251,00	40 2,13%	R\$ 15.103.929,00	31 2,55%

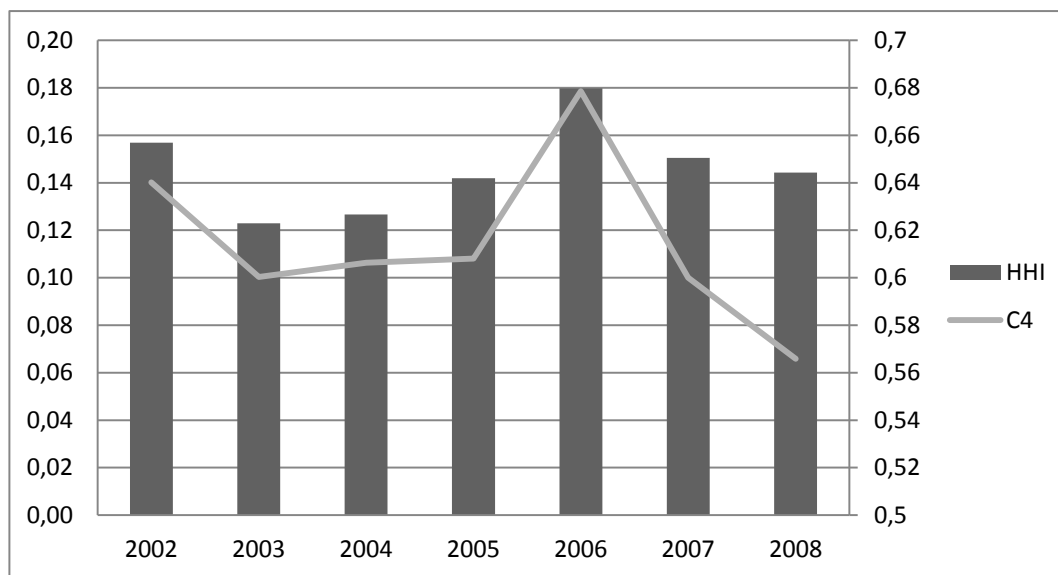
Fonte: Elaborado pelo autor.

market-share da i -ésima firma. Sem entrar na discussão sobre suas propriedades,⁵ sabe-se que este é um indicador que possui amplitude de 0 a 100% e que:

- (i) $0\% \leq C(m) < 50\%$ indica baixa concentração industrial;
- (ii) $50\% \leq C(m) < 80\%$ indica concentração média, caracterizando a indústria como oligopolista, e
- (iii) $80\% \leq C(m) \leq 100\%$ reflete alta concentração e que o setor se assemelha às condições de monopólio.

A Figura 4 fornece a estatística $C(m)$ para $m = 4$.

Figura 4



Observamos que o mercado brasileiro de exibição cinematográfica apresenta-se como uma indústria oligopolística, uma vez que em todos os anos do período analisado, o indicador C4 assumiu valores entre 50% e 80%.

Outra estatística apresentada na Figura 4 é o índice de Hirschman-Herfindahl. Este é definido como $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, onde s_i é o market-share da i -ésima firma e n é o número total de firmas no mercado. Assim definido, sabe-se que $1/n \leq HHI \leq 1$ e que:

- (i) $HHI \leq 0,01$ reflete uma indústria altamente competitiva;
- (ii) $0,01 \leq HHI < 0,1$ indica estrutura relativamente desconcentrada;
- (iii) $0,1 \leq HHI < 0,18$ indica concentração industrial moderada, e
- (iv) $HHI \geq 0,18$ reflete alta concentração.

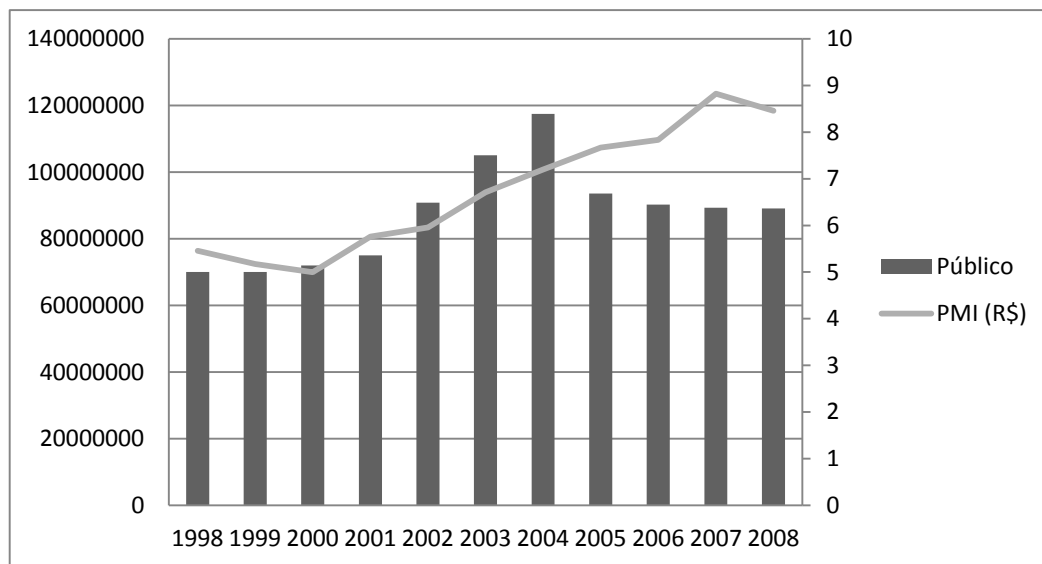
⁵Para uma resenha sobre os principais índices de concentração, recomenda-se Resende (1994).



Como podemos notar do aludido gráfico, a indústria brasileira de exibição cinematográfica apresenta concentração moderada característica de oligopólio, muito embora nos dois últimos anos estudados tenha mostrado tendência à queda da concentração industrial.

Por fim, a Figura 5 fornece evidências da última característica do mercado exibidor apresentado no início desta seção: a tendência de queda do público espectador.

Figura 5



Apesar do pico de quase 120 milhões de espectadores em 2004, o público de cinema começou a se reduzir a partir dos anos subsequentes. Duas podem ser as causas deste movimento. Primeiro, a expansão da internet banda larga e da TV por assinatura, conjugado às condições macroeconômicas estáveis que proporcionam a expansão do crédito para aquisição de eletro-eletrônicos, possibilitando emular, em algum grau, a experiência de assistir conteúdos audiovisuais em salas de cinema.

Além disso, destaca-se o fato de que o preço médio do ingresso, PMI (em R\$), mostra um comportamento crescente ao longo do tempo, possivelmente, atingindo um valor elevado do ponto de vista da demanda, em 2005, inibindo a frequência dos consumidores nos anos posteriores.

3. O MODELO ECONÔMICO DE DECISÃO-ESCOLHA DO INVESTIDOR

A partir da observação do número de salas de cinema N_1, \dots, N_T existentes em T mercados distintos, nosso objetivo é desenvolver um modelo empírico dos determinantes do investimento em salas de exibição cinematográfica e, então, identificar os primitivos econômicos (de demanda, de custos e de comportamento competitivo) responsáveis pela forte segmentação dessa indústria no Brasil.

Segmentar um mercado significa escolher um grupo de consumidores com necessidades homogêneas para o qual determinada empresa deseja ofertar um produto ou serviço. O processo de segmentação requer que sejam identificados não apenas os fatores que influenciam as decisões de compra dos consumidores, mas também aqueles responsáveis pelas estratégias de investimento das empresas (Motta, 2004).

A premissa deste trabalho é que os grupos de exibição cinematográfica, ao adotarem esta estratégia de segmentação de mercados, proporcionam forte concentração regional das salas de cinema, desprovido boa parte do País do acesso a este bem cultural e, por conseguinte, dos efeitos externos positivos que gera na sociedade (Vogel, 2007); De Vany, A (2004).

Conquanto não fosse suficiente, características intrínsecas à estrutura desse mercado limitam a expansão da rede de salas de cinema não apenas em termos geográficos, mas também em termos socioeconômicos. Ou seja, a segmentação de mercado e a consequente concentração espacial inibem o acesso do grande público a esta forma de manifestação cultural. Dentre as aludidas características, destacamos que o risco do negócio, devido à competição com outras formas de entretenimento, em conjunto com a dificuldade de acesso ao crédito por potenciais competidores, a existência de assimetrias de informação e de custos de transação elevados, por conta do contínuo progresso tecnológico no setor, são entraves que necessitam ser superados, caso se pretenda desenvolver uma indústria de exibição sustentável e menos concentrada em termos geográficos e sociais.

A análise que se desenvolve procura não apenas compreender os determinantes do investimento na indústria de exibição cinematográfica no Brasil, mas também em que medida a conduta competitiva se altera em mercados locais geograficamente independentes quando o número de salas de cinema aumenta. Para isto, necessita-se, pois, identificar estes mercados locais. O mercado de exibição cinematográfica é definido a nível local, aproximadamente, municipal, isto é, como uma cidade fora das regiões metropolitanas (IBGE/CENSO, 2000). Foram excluídos os municípios nas áreas metropolitanas para reduzir os erros de mensuração: dentro de uma região metropolitana, as pessoas podem frequentar cinemas onde vivem ou onde trabalham. Assim, é difícil definir o mercado relevante. Além disso, perdemos pouca informação, dado que esperamos que os efeitos das variáveis-chave na decisão privada do investimento sejam mais fáceis de serem medidos em mercados relativamente concentrados, ou seja, em cidades menores (Coelho et alii, 2007).⁶

Então, desenvolvemos um modelo em que o processo de investimento em salas de cinema ocorre em duas etapas: primeiro, o entrante potencial *decide* se determinada região é adequada ou não para viabilizar o negócio de exibição cinematográfica e, em seguida, *escolhe* quantas salas abrir na localidade.

Um modelo padrão de variável-resposta ordenada relaciona uma única variável latente y^* com o resultado observado y ao supor que y^* é função de um conjunto de variáveis explicativas exógenas e que y é uma variável aleatória discreta observável, assumindo valores ordenados de $0, 1, \dots, J$. Neste artigo, propomos um modelo de variável-resposta ordenado e zero-inflacionado, que envolve duas equações latentes: uma equação com variável-resposta qualitativa (por exemplo, um Modelo Probit) e outra equação com variável-resposta ordenada (tal como um Modelo Probit Ordenado).

Retornando ao problema dos determinantes do processo de investimento em salas de exibição, a observância de municípios desprovidos de cinema pode estar relacionada tanto ao fato de estes não possuírem as condições econômicas mínimas para tornar atrativo o investimento no setor, assim como ao fato de apresentarem “potencial”, muito embora este não seja devidamente aproveitado por possíveis investidores, devido à própria estrutura do mercado de exibição mencionada anteriormente.

3.1. O modelo de decisão de participação

A decisão de investimento de um entrante potencial está diretamente relacionada às suas expectativas quanto à rentabilidade do negócio. Defina, portanto, a variável binária r_i como sendo igual à unidade, caso o mercado i possua pelo menos uma sala de cinema e, zero, caso contrário.

⁶Cabe notar também que excluímos de nossa base de dados aqueles municípios com população inferior a 5.000 habitantes, a fim de lidar com o problema de excesso de zeros. A hipótese subjacente é que existe um limiar populacional mínimo a partir do qual uma localidade é capaz de sustentar alguma sala de cinema, devido à presença de custos afundados na decisão de participação de mercado. Adicionalmente, excluem-se os municípios com população superior a 500.000 habitantes, pois se supõe que a decisão de investimento em mercados mais densamente povoados ocorre em um nível de agregação inferior à esfera local ou municipal, possivelmente, em termos de bairros ou de quarteirões.



Por sua vez, consideramos que a presença (ou não) de sala de cinema, r_i , relaciona-se com o retorno esperado do investimento, que é uma variável latente não-observável, r^* , dependente de um conjunto de variáveis socioeconômicas e demográficas específicas ao mercado local i e exógenas ao retorno do investimento, r^* .

Formalmente, definimos o retorno esperado do investimento por $r^* = G(x_i, \beta)$, onde $G(\cdot)$ representa a função retorno, o vetor x_i contém as variáveis socioeconômicas e demográficas que afetam a decisão de participação no mercado i e o vetor β resume a influência dos parâmetros desconhecidos das variáveis explicativas deste processo decisório que desejamos estimar.

Implicitamente, ao definir a função $G(\cdot)$, supõe-se que todos os competidores potenciais possuem expectativas homogêneas para o retorno esperado, de modo que a única fonte de diferença entre o retorno dos potenciais entrantes está nos diferentes valores que as variáveis que compõem o vetor x_i assumem nas mais diversas municipalidades ou mercados locais.

Dito isto, é possível usar um modelo de variável-resposta qualitativa para compreender a decisão de participação conforme segue: se o retorno esperado em salas de cinema for superior ao retorno de qualquer outra oportunidade de investimento com grau de risco equivalente disponível no mercado local, então o investidor potencial decide entrar no mercado.

Em particular, admite-se que o retorno das demais oportunidades disponíveis de investimento no mercado i , ε_i , segue um processo estocástico independente e identicamente distribuído entre os mercados, de acordo com a função distribuição acumulada, $\Omega(\varepsilon_i|x_i)$. Portanto, o entrante potencial participa do mercado se,

$$r^* = G(x_i, \beta) > \varepsilon_i, \text{ isto é, } r^* = G(x_i, \beta) - \varepsilon_i < 0 \quad (1)$$

Assim sendo, a probabilidade de que exista pelo menos uma sala de cinema no município i é dada por:

$$\Pr(r = 1|x_i) = \Pr(r^* > 0|x_i) = \Pr(\varepsilon_i < G(x_i, \beta)|x_i) = \Omega(G(x_i, \beta)|x_i) \quad (2)$$

Uma vez esclarecida a primeira fase do processo decisório do investimento, podemos direcionar esforços para a modelagem da segunda etapa: condicionado a $r = 1$, quantas salas de cinema poderão ser abertas em determinado mercado? Em outros termos, qual é o número de salas de cinema inerentes ao equilíbrio de mercado?

A metodologia desenvolvida para a compreensão desta segunda etapa do processo de escolha baseia-se na abordagem de Bresnahan e Reiss (1991) para mensuração dos efeitos concorrenciais advindos da entrada de novas firmas em mercados locais concentrados. A idéia do modelo é direta: a variação do número de concorrentes em um dado mercado traz informação a respeito de como o lucro da indústria é afetado pela concentração do mercado, o que nos permite inferir a relação entre a presença de um entrante potencial e o tamanho de equilíbrio do mercado.

3.2. O modelo de escolha do investimento em salas de exibição

Nesta seção, esboçamos o modelo empírico de entrada proposto por Bresnahan e Reiss (1991) aplicado ao mercado brasileiro de exibição cinematográfica. Os autores desenvolvem um modelo de entrada para mensurar o efeito da entrada sobre a conduta competitiva na ausência de informações acerca das margens preço-custo das firmas. Assim, introduzem o conceito de “limiar de entrada” (*entry threshold*, em inglês), que informa o tamanho de mercado necessário para sustentar um determinado número de firmas, isto é, o tamanho de equilíbrio do mercado. O uso dessa métrica nos permite testar em que grau a conduta competitiva se altera em mercados locais independentes quando o número de firmas

aumenta. Tais limiares de entrada serão estimados por um modelo de escolha discreta ordenada capaz de explicar o número de firmas exibidoras estabelecidas no mercado.⁷

Supomos neste artigo que a indústria de exibição cinematográfica no Brasil consiste de um grande número de mercados locais independentes entre si. Estes mercados locais surgem porque há muitas localidades geográficas diferentes no país como um todo. Cada mercado local corresponde a um mercado geograficamente bem definido, em que são transacionados bens ou serviços perfeitamente substitutos e no qual competem entre si as diversas salas de cinema dos diferentes grupos exibidores. Além disso, supõe-se que todas as firmas são entrantes potenciais idênticos em cada mercado.

Neste contexto, podemos entender o conceito de *entry threshold* por meio do lucro econômico do N -ésimo entrante, $\bar{\Pi}_N$, definido como a diferença entre seu lucro variável e seus custos fixos. Sendo F_N e V os custos fixos e o lucro variável per capita do N -ésimo entrante, respectivamente, a condição de equilíbrio, $\bar{\Pi}_N \equiv VS_N - F_N = 0$, determina o tamanho mínimo de mercado, S_N , mensurado em termos do número de consumidores, necessário para que se abra uma nova sala de cinema em um mercado em que já existem $(N - 1) \geq 0$ salas de cinema. O tamanho do mercado, S_N , define o nível da demanda em que os lucros variáveis cobrem exatamente os custos fixos da firma, isto é, o limiar de entrada, $S_N = F_N/V$.

O limiar de entrada por sala é, então, definido como $\varrho_N = \frac{S_N}{N}$. Este limiar decresce com o aumento do lucro variável ou do *markup* sobre os custos, enquanto que ele aumenta com o incremento dos custos fixos. Ou seja, tomando-se o custo fixo como exógeno, um aumento no *markup* exigirá um menor número de consumidores por sala para que as N firmas cubram seus custos. Analogamente, tomando-se o *markup* como dado, um aumento do custo fixo exigirá um maior limiar de entrada por sala para impedir que as N salas registrem um prejuízo.

Para determinar se as condições competitivas mudam quando o número de salas aumenta, Bresnahan e Reiss (1991) usam a informação contida na razão entre os limiares de entrada por firma, tal como em $\frac{\varrho_{N+1}}{\varrho_N}$. Esta razão é uma medida combinada da fração pela qual os lucros variáveis por consumidor (ou *markup*) e os custos fixos variam quando uma nova sala é aberta no mercado (de N para $N + 1$). A variação no *markup* representa basicamente a variação no poder de mercado decorrente da abertura de novas salas no mercado local, enquanto que as variações nos custos fixos indicam a evolução das barreiras de entrada. Se o limiar de entrada $\frac{\varrho_{N+1}}{\varrho_N} = 1$, então a $(N + 1)$ -ésima sala de cinema atende exatamente o mesmo número de consumidores do que as N salas que já constituem o mercado. Em termos dos custos fixos e *markups*, isto implica que uma sala adicional não consegue alterar as condições de entrada nem o poder de mercado das firmas estabelecidas ou que pelo menos algum desses componentes varia na mesma proporção, de modo a manter a razão do limiar de entrada por sala igual à unidade.

Supondo-se adicionalmente que a oferta de serviços de exibição cinematográfica constitui um bem homogêneo,⁸ queremos relacionar a quantidade observada do número de salas de cinema existentes em um dado mercado i , N_i , com a lucratividade não observada das firmas nesse mercado. Dado que existem $N_i \in \{0, 1, 2, \dots\}$ salas no município i , a lucratividade do N -ésimo entrante nesse mercado é dada por:

⁷Neste artigo, empregamos os termos “firmas” e “salas de cinema” de forma indistinta, uma vez que se supõe que cada firma exibidora é dona de uma única sala de cinema. Esta hipótese não retira a generalidade do modelo, mesmo quando consideramos a presença de grupos exibidores donos de mais de uma sala de exibição em determinado mercado, pois, do ponto de vista do investidor, se considera que a variável de decisão relevante é a lucratividade de cada sala de cinema e não do complexo cinematográfico em sua totalidade. Portanto, ao estimarmos o tamanho de mercado necessário para sustentar um dado número de firmas, estamos explicitamente considerando não apenas os fatores que motivam a decisão privada do investimento nesta indústria, mas também estimando o tamanho do mercado necessário para sustentar determinada quantidade de salas de exibição cinematográfica em dado município.

⁸Justificamos a introdução dessa premissa com base no fato de os serviços de exibição cinematográfica serem bastante semelhantes entre os mercados: o consumidor desfruta de uma sala confortável, bem climatizada e limpa, onde conteúdos audiovisuais são projetados em uma grande tela à sua frente.



$$\Pi(N_i) \equiv \Pi_N = V(z_i, \psi)S(h_i, \tau) - F(N_i, w_i, \gamma) + \xi \cdot \frac{\partial F}{\partial N} \geq 0 \quad (3)$$

Aqui $V(z_i, \psi) \equiv V$ representa o lucro variável por consumidor de uma firma exibidora, $S(\cdot) \equiv S_N$ é a função que modela o tamanho de mercado e $F(N_i) \equiv F_N$ o seu custo fixo; por sua vez, o termo de erro aditivo ξ representa a parcela do lucro não observada pelo pesquisador, embora seja de conhecimento comum dos *players* do mercado. Supõe-se que o termo não observável ξ segue um processo estocástico independente e identicamente distribuído entre os mercados, de acordo com a função distribuição $\Phi(\xi|z, h, w)$. Sendo, pois, a única fonte de não-observáveis, a distribuição $\Phi(\cdot)$ descreve os lucros (não observáveis) de cada sala de cinema, Π_N .

Sob a hipótese de homogeneidade, todas as firmas em um dado mercado ou, equivalentemente, município, possuem a mesma função para o lucro variável e para o custo fixo. Uma extensão natural desse modelo seria introduzir heterogeneidade entre os agentes, estratégia esta que não é perseguida no artigo.⁹

Note que o lucro variável por consumidor de uma firma típica, V , depende do vetor z_i , representativo das variáveis de demanda, de custos variáveis e de conduta que afetam $V(\cdot)$ por meio do vetor de parâmetros desconhecidos, ψ , que desejamos estimar. Por sua vez, a função que modela o tamanho do mercado, S_N , depende do vetor de variáveis demográficas h_i e dos parâmetros a ele relacionados, porém desconhecidos, τ .

Finalmente, supomos que os custos fixos dependem não apenas do número de salas de cinema no mercado i , N_i , mas também do vetor de explicativas conhecidas w e dos parâmetros não observáveis que desejamos estimar, γ . Cabe notar que a hipótese subjacente é de que observamos as variáveis em $k_i = (z_i, h_i, w_i)$, mas não $\theta = (\psi, \tau, \gamma)$ ou o termo de erro, ξ , de modo que a única variável endógena do modelo é a quantidade de salas de cinema no mercado i , N_i .

Assim, ao definir $\Pi_N = \bar{\Pi}_N + \xi = (VS_N - F_N) + \xi$, podemos relacionar as decisões de entrada de cada firma com o número de salas de cinema em equilíbrio em cada mercado, N^* . Como as firmas são simétricas (isto é, exibem a mesma função lucro), possuem informação perfeita e seu lucro é função não-crescente de N_i , necessitamos de apenas duas desigualdades para compreender o equilíbrio de mercado.

Se existem N^* salas de cinema em determinado município i , então:

- (i) $\Pi(N^*) \equiv \bar{\Pi}(N^*) + \xi \geq 0$,
- (ii) $\Pi(N^* + 1) \equiv \bar{\Pi}(N^* + 1) + \xi < 0$, para qualquer outro entrante potencial.

Combinando-se ambas as desigualdades, é possível estabelecer um limite superior e inferior para o lucro não observável, conforme segue:

$$\bar{\Pi}_{N+1} < -\xi \leq \bar{\Pi}_N \quad (4)$$

A partir das informações amostrais disponíveis sobre $k_i = (z_i, h_i, w_i)$ e N_i , estes limites fornecem a base de estimação dos parâmetros, $\theta = (\psi, \tau, \gamma)$, que compõem a função lucro. De fato, a hipótese de que todas as firmas do mercado possuem a mesma função lucro implica que as diferenças entre os lucros dos potenciais entrantes diferem apenas quanto às variáveis determinísticas que compõem esta função. Isto nos permite usar um modelo de variável-resposta ordenada para estimar os limites (superior e inferior) de entrada, em que a única variável dependente do modelo é o número de salas de

⁹A heterogeneidade entre os agentes pode advir de duas dimensões: (i) o grau pelo qual as diferenças entre os serviços ofertados pelas firmas são observáveis ou não pelo pesquisador (e.g., salas 3D ou *multiplex*); e (ii) o grau de incerteza que as firmas possuem acerca das ações ou *payoffs* dos demais agentes de mercado.

cinema em um dado mercado. Por exemplo, se $N \geq 0$, a probabilidade de observarmos N salas em equilíbrio de mercado é $\Pr(\Pi_N \geq 0 \cap \Pi_{N+1} < 0) = \Phi(\bar{\Pi}_N | k_i) - \Phi(\bar{\Pi}_{N+1} | k_i)$.

Uma vez especificado o conjunto de probabilidades acima para todo $N \in \{0, 1, 2, \dots\}$, construímos a função log-verossimilhança do modelo e, dada uma amostra *iid* ($i = 1, \dots, n$) da população, podemos empregar a técnica de estimação por máxima verossimilhança para estimar consistentemente e eficientemente os parâmetros de interesse, conforme demonstrado em detalhes na próxima seção.

Adiante, desenvolvemos o tratamento econométrico de nosso modelo de duas etapas para o investimento em salas de cinema construído nesta subseção. A abordagem econométrica a seguir procura deixar claro a exposição dos parâmetros desconhecidos que desejamos conjuntamente estimar neste modelo dos determinantes do investimento por meio de um modelo econométrico zero-inflacionado de variável-resposta ordenada (ZIORM, sigla em inglês que significa *zero-inflated ordered-response model*).

4. O MODELO ECONOMÉTRICO

4.1. Modelo Probit ordenado zero-inflacionado(ZIOP)

Conforme notação anterior, definimos y como o número de salas de cinema em determinado município, isto é, uma variável aleatória discreta observável que assume os valores ordenados de $0, 1, \dots, J$, e r como uma variável binária que registra o valor unitário caso exista pelo menos uma sala de cinema em determinado mercado e, zero, caso contrário.

Vimos na seção anterior que a condição para participação do mercado era dada pela equação 1, $r^* = G(x_i, \beta) - \varepsilon_i > 0$. Em particular, vamos supor que a função $G(\cdot)$ é linear no vetor de parâmetros β (*single index*, em inglês), de modo que $G(x_i, \beta) = x_i \beta = \sum_k x_{ik} \beta_k$.

Sendo assim,

$$\Pr(r = 1 | x_i) = \Pr(r^* > 0 | x_i) = \Pr(\varepsilon_i < G(x_i, \beta) | x_i) = \Omega(x_i \beta | x_i) \text{ com } \varepsilon_i \sim iid \Omega(x_i \beta | x_i)$$

Condicional a $r = 1$, representamos o potencial de abertura de salas em um dado mercado local por \tilde{y} ($\tilde{y} = 0, 1, \dots, J$), que é gerada por um modelo de variável-resposta ordenada. A variável discreta ordenada \tilde{y} se baseia em outra variável latente, Π_N , representativa do lucro econômico da N -ésima firma entrante em dado mercado local, sendo Π_N uma variável aleatória *iid* dada pela função distribuição $\Phi(\Pi_N | k_i)$. É importante notar que não há necessidade de que $\beta = \theta$ ou ainda de que $x = k$.¹⁰

A função que relaciona $\Pi_N \equiv \bar{\Pi}_N + \xi$ com é dada por:

$$\tilde{y} = \begin{cases} 0, & \text{se } \Pi_1 \leq 0 \\ 1, & \text{se } 0 < \Pi_1 \leq \mu_1 \\ 2, & \text{se } \mu_1 < \Pi_2 \leq \mu_2 \\ j, & \text{se } \mu_{j-1} < \Pi_j \leq \mu_j, j \in \{3, 4, \dots, J-1\} \\ \vdots & \\ J, & \text{se } \mu_{J-1} \leq \Pi_J \end{cases} \quad (5)$$

onde os μ 's são os parâmetros delimitadores que devem ser estimados conjuntamente ao vetor θ . Sob as hipóteses de que $\bar{\Pi}_1 \geq \bar{\Pi}_2 \geq \dots \geq \bar{\Pi}_J$ e de que a distribuição $\Phi(\cdot)$ é simétrica, as probabilidades do modelo ordenado são dadas por:

¹⁰Da equação 3, cabe enfatizar que a função lucro depende do vetor de variáveis explicativas $k_i = (z_i, h_i, w_i)$ e do vetor de parâmetros desconhecidos que se deseja estimar, $\theta = (\psi, \tau, \gamma)$, além, é claro, do número de firmas em cada mercado, N_i . Sendo assim, adotamos a notação $\Pi_N \equiv \Pi_N(k_i, \theta)$.



$$\Pr_j = \begin{cases} \Pr(\tilde{y} = 0|k, r = 1) = \Phi(-\bar{\Pi}_1) \\ \Pr(\tilde{y} = 1|k, r = 1) = \Phi(\mu_1 - \bar{\Pi}_1) - \Phi(-\bar{\Pi}_1) \\ \Pr(\tilde{y} = 2|k, r = 1) = \Phi(\mu_2 - \bar{\Pi}_2) - \Phi(\mu_1 - \bar{\Pi}_2) \\ \Pr(\tilde{y} = j|k, r = 1) = \Phi(\mu_j - \bar{\Pi}_j) - \Phi(\mu_{j-1} - \bar{\Pi}_j) \\ \vdots \\ \Pr(\tilde{y} = J|k, r = 1) = 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \bar{\Pi}_J) \end{cases} \quad (6)$$

Apesar de r e \tilde{y} não serem diretamente observáveis, tais variáveis são observadas por meio da seguinte regra estabelecida com a informação conhecida acerca do número de salas de cinema em funcionamento em cada município, y :

$$y = r \times \tilde{y} \quad (7)$$

Ou seja, para que se observe um resultado de um município sem sala de cinema, $y = 0$, é necessário que $r = 0$, a firma entrante não tem interesse em investir no mercado, ou $r = 1$ e $\tilde{y} = 0$, a firma desejaria investir, mas sob as estruturas correntes do mercado, não acha rentável abrir nenhuma sala de cinema no local. Para que se observe um y positivo, é preciso que exista uma firma com potencial para investir no mercado ($r = 1$) e que ela acredite ser lucrativo fazê-lo, isto é, $\Pi(N) > 0$, para qualquer $N \geq 1$.

Sob a hipótese de que ξ e ε são independentes, temos que as probabilidades totais (não condicionadas ao regime) são dadas por:¹¹

$$\Pr_j = \begin{cases} \Pr(y = 0|k, x) = \Pr(r = 0|x) + \Pr(r = 1|x) \Pr(\tilde{y} = 0|k, r = 1) \\ \Pr(y = 1|k, x) = \Pr(r = 1|x) \Pr(\tilde{y} = 1|k, r = 1) \\ \Pr(y = 2|k, x) = \Pr(r = 1|x) \Pr(\tilde{y} = 2|k, r = 1) \\ \Pr(y = j|k, x) = \Pr(r = 1|x) \Pr(\tilde{y} = j|k, r = 1) \\ \vdots \\ \Pr(y = J|k, x) = \Pr(r = 1|x) \Pr(\tilde{y} = J|k, r = 1) \end{cases} \quad (8)$$

$$= \begin{cases} \Pr(y = 0|k, x) = [1 - \Omega(x\beta)] + \Omega(x\beta)[\Phi(-\bar{\Pi}_1)] \\ \Pr(y = 1|k, x) = \Omega(x\beta)[\Phi(\mu_1 - \bar{\Pi}_1) - \Phi(-\bar{\Pi}_1)] \\ \Pr(y = 2|k, x) = \Omega(x\beta)[\Phi(\mu_2 - \bar{\Pi}_2) - \Phi(\mu_1 - \bar{\Pi}_2)] \\ \Pr(y = j|k, x) = \Omega(x\beta)[\Phi(\mu_j - \bar{\Pi}_j) - \Phi(\mu_{j-1} - \bar{\Pi}_j)] \\ \vdots \\ \Pr(y = J|k, x) = \Omega(x\beta)[1 - \Phi(\mu_{J-1} - \bar{\Pi}_J)] \end{cases}$$

Portanto, a probabilidade de se observar um valor nulo foi “inflacionada”, na medida em que é uma combinação da probabilidade de se observar um valor igual a zero em um modelo de variável-resposta

¹¹Definimos $\xi \sim iid\Phi(\cdot)$, $\varepsilon \sim iid\Omega(\cdot)$ e $\varepsilon \perp \xi$. Todavia, para efeito de simplificação do procedimento de estimação, supõe-se que $\Phi(\cdot) \equiv \Omega(\cdot)$, de modo que os termos estocásticos tenham a mesma distribuição estatística, $\Phi(\cdot)$, que representa a função distribuição normal padrão. Uma extensão natural, não perseguida neste artigo, seria considerar que os distúrbios estocásticos das equações latentes são correlacionados em alguma medida, uma vez que elas traduzem condições de entrada e de lucratividade referentes a um mesmo mercado local. Cabe destacar que, em vez de se considerar que os processos tenham distribuição normal padrão, poderíamos ter atribuído outra distribuição, por exemplo, a distribuição logística, $\Lambda(\cdot)$, de modo que teríamos, então, um modelo logit ordenado zero-inflacionado (com distúrbios independentes).

ordenado [equação 6] juntamente com a probabilidade de se observar a “não-participação” de alguma firma em um modelo de variável-resposta qualitativo [equação 2].

Uma vez especificado o conjunto de probabilidades em (8) e dada uma amostra *iid* ($i = 1, \dots, n$) da população (y, x, k) , os parâmetros do modelo completo, $\lambda = (\beta, \theta, \mu)$, podem ser estimados eficientemente e consistentemente por meio da técnica de máxima verossimilhança, o que ainda nos fornece estimativas com distribuição assintótica normal. Em particular, a função de log-verossimilhança deste modelo é

$$l(\lambda) = \sum_{j=0}^J \sum_{i=1}^n h_{ij} \ln[\Pr(y_i = j | x_i, k_i)] \quad (9)$$

onde h_{ij} é a função indicadora definida por

$$h_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se no mercado } i \text{ há } j \text{ salas;} \\ 0, & \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, J)$$

Antes de apresentarmos os resultados do modelo, cabe destacar que a função lucro dada na expressão (3) seguirá a especificação empírica sugerida por Bresnahan e Reiss (1991), sendo, portanto, uma função linear de seus determinantes. Desse modo, o modelo econométrico a ser estimado é

$$\Pi_N = [(\alpha_1 + z\psi)S_N] - (\delta_1 + w\gamma + \sum_{i=2}^n \delta_i D_i) + \xi \quad (10)$$

onde se define $S(y_i, \tau) \equiv S_N = h\tau$ e se considera D_i uma variável binária que assume o valor unitário caso exista i salas de cinema no município.

A inclusão dos interceptos δ_i se justifica pelo fato de que os últimos entrantes no mercado podem ter custos mais elevados do que as firmas estabelecidas. Se encontrarmos $\delta_i > 0$, então podemos concluir que os custos fixos dos entrantes diferem; entretanto, não temos como distinguir se o aumento é por causa da ineficiência do entrante marginal ou se este se defronta com barreiras à entrada (ou ambos).

Por fim, cabe frisar que, com a especificação empírica proposta, a definição dos limiares de entrada (ou *entry thresholds*) torna-se absolutamente direta:

$$S_N = \frac{\hat{\delta}_1 + \bar{w}\hat{\gamma} + \sum_{i=2}^N \hat{\delta}_i D_i}{\hat{\alpha}_1 + \bar{z}\hat{\psi}} \quad (11)$$

onde a barra sobre uma variável denota sua média amostral e o acento circunflexo as estimativas de máxima verossimilhança do parâmetro.

4.2. Testes de hipótese e critérios de seleção

Devemos ser capazes de responder se a abordagem “zero-inflacionada” representa alguma vantagem sobre a classe de modelos de variável-resposta ordenada comumente empregado na literatura sobre competição em mercados locais concentrados, isto é, se o Modelo Probit Ordenado Zero-Inflacionado (ZIO) é estatisticamente preferido ao Modelo Probit Ordenado (OP).

Harris e Zhao (2007) sugerem que o Teste da Razão de Verossimilhança (*LR Test*, em inglês) pode ser empregado, muito embora a definição das hipóteses nula e alternativa seja não-usual e a estatística de teste provavelmente não tenha distribuição qui-quadrado. Para compreender a utilidade deste teste, basta notar que o Modelo ZIO converge para o OP contanto que $x\beta \rightarrow \infty$, conforme indicam as equações (6) e (8). Em particular, isto implica em definições não-convencionais para as hipóteses nula (H_0) e alternativa (H_1), na medida em que se testa $H_0 : \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} \rightarrow \infty, \forall i$ contra



$H_1 : \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} < \infty$ para algum i . Assim, a rejeição de H_0 ao nível de significância habitual de 5% representa evidência estatística a favor do Modelo ZIOP.

Um procedimento alternativo usado com frequência para o teste de modelos zero-inflacionados contra modelos baseados em regressões com dados de contagem (*count-data regression models*, em inglês) é o Teste de Vuong (1989), sendo facilmente adaptado para o contexto de regressões com variável-resposta ordenada, como segue. Defina m_i como a razão entre as probabilidades previstas de que $y_i = j$ no Modelo ZIOP e OP, ou seja, $m_i = \log\left[\frac{\text{Pr}_{ZIOP}(y_i=j|x_i, k_i)}{\text{Pr}_{OP}(y_i=j|k_i)}\right]$; então, para se testar a hipótese nula de que $H_0 : E(m_i) = 0$, isto é, de que não há diferença estatística entre as previsões geradas por ambos os modelos, emprega-se a estatística de teste, v , que possui distribuição normal padrão e é dada por

$$v = \frac{\sqrt{n}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i\right)}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}}, \text{ onde } n \text{ é o tamanho da amostra.}$$

A estatística de teste é direcional, no sentido de que $|v| < 1,96$ não fornece evidências a favor de nenhum modelo, enquanto $v < -1,96$ representa a superioridade estatística do Modelo OP e $v > 1,96$ favorece o ZIOP, tomando-se como referência o valor crítico associado a um nível de significância de 5% (Vuong, 1989, Long, 1997).

Por fim, dado este ambiente de teste não-convencional, os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e de Schwarz-Bayes (SBIC) também podem ser adotados como métrica para a seleção de modelos (Greene, 2003).

5. BASE DE DADOS E ESPECIFICAÇÃO

Nossa base de dados combina informações de uma vasta diversidade de fontes, mas, apesar disso, podemos listar três fontes principais: os bancos de dados disponíveis no website do Ipeadata (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e do RAIS/MTE (Relatório Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego). Os dados do mercado cinematográfico brasileiro foram extraídos do portal de cinema Filme B. Para evitar sobrecarregar o texto, dispomos na Tabela A-1 as variáveis utilizadas nesse trabalho, descrevendo-as e informando sua fonte de obtenção (ver Anexo 1).

O critério para a definição de mercado relevante nos forneceu uma base de dados com informações acerca de 3.817 mercados locais geograficamente independentes, o que corresponde a uma abrangência de aproximadamente 70% dos 5.565 municípios brasileiros. Observa-se uma distribuição assimétrica da quantidade de salas de cinema, exibindo uma média de 0,14 salas por município e um intervalo de variação entre 0 e 18 salas. Além disso, constata-se que 89,86% dos 3.817 municípios que constituem nossa base de dados não possuem sequer uma única sala de cinema.

Assim, para que possamos aplicar o modelo de decisão-escolha do investimento (cuja segunda etapa é constituída por um modelo de entrada com variável-resposta ordenada), necessitamos ter um número mínimo de observações para cada alternativa. Então, redefinimos a variável dependente do modelo, de modo que o número de salas de cinema em cada município apresentasse a seguinte categoria ordenada, $N = 0, 1, 2$ e 3 ou mais salas.

A Tabela 2 a seguir apresenta as estatísticas de frequência do número de salas de cinema. Claramente, observa-se uma predominância de “zeros” na amostra, devido à presença de municípios sem potencial para sustentar esta indústria e de outros com potencial, mas não aproveitado por conta da própria estrutura de mercado, sobretudo, no que tange à dificuldade de acesso a crédito dado o risco do empreendimento e o custo de oportunidade de alternativas factíveis. Deve-se notar também a natureza ordenada da decisão de investimento em salas de exibição cinematográfica, de modo que esta característica deve ser levada em conta diante da estimação dos efeitos das variáveis independentes sobre as probabilidades de resposta.

Tabela 2

Quantidade de Salas de Cinema	Frequência Absoluta	Frequência Relativa	Frequência Acumulada
0	3.430	89.86%	89.86%
1	268	7.02%	96.88%
2	65	1.70%	98.59%
3 ou mais	54	1.41%	100.00%
TOTAL	3.817	100.00%	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Portanto, este parece ser um bom caso em que o Modelo ZIOP pode ser aplicado para se compreender os fatores que condicionam a decisão de investir na indústria, bem como entender as diferenças nas potencialidades que explicam tamanha concentração espacial e seus consequentes efeitos sobre a conduta competitiva.

A decisão de participação no mercado [equação 1] é suposta ser guiada por fatores socioeconômicos e demográficos. Assim, r^* dependerá de variáveis tais como o percentual da população com 15 anos de idade ou mais que é alfabetizada (*ALFABET*), a renda per capita (*RENDA*), a população total residente (*POP*), a taxa de crescimento populacional (*CRESCPOP*), uma *dummy* indicativa da presença de *shopping-center* no município (*SHOP*), que serve de *proxy* para a localização, tamanho e qualidade das salas existentes, outra variável binária que assume o valor unitário caso a proporção de jovens no município (indivíduos entre 15 e 34 anos de idade) seja superior à média amostral (*DJOVEM*), a densidade demográfica (*DENSID*) e quatro *dummies* regionais (*SUL*, *SUDESTE*, *NORTE*, *NORDESTE*).¹²

Por sua vez, a escolha do número de salas que o N -ésimo entrante potencial deseja abrir em determinado município está relacionada à lucratividade do negócio (10), que aqui segue uma adaptação da formulação empírica de Bresnahan e Reiss (1991).

Na função que modela o tamanho do mercado, $S(y_i, \tau) \equiv S_N = h\tau$, incluímos como componente do vetor h as seguintes variáveis: a população total residente (*POP*), a taxa de crescimento populacional (*CRESCPOP*) e a densidade demográfica (*DENSID*). Estas variáveis nos permitem mensurar os possíveis efeitos sobre o número de salas decorrente de variações nas características demográficas da cidade.¹³ A inclusão da taxa de crescimento na função $S(\cdot)$ procura avaliar em que medida os potenciais entrantes esperam que a população evolua no tempo. Por exemplo, um decréscimo na população da cidade pode ser uma das razões pelas quais se observa mais salas do que se esperaria para o número corrente de habitantes. Da mesma forma, dado o número de habitantes, a quantidade de salas dependerá de quão

¹²Em virtude da multicolinearidade não se incluiu a variável binária indicativa para a região centro-oeste, assim como uma variável binária indicativa de acesso a serviços audiovisuais substitutos, como a presença de sinais de TV aberta ou fechada e acesso à internet banda larga no município. Assim, o vetor de variáveis explicativas do modelo de variável-resposta qualitativo, x , é formado pelas seguintes variáveis, $x = (ALFABET, RENDA, POP, CRESCPOP, SHOP, DJOVEM, DENSID, SUL, SUDESTE, NORTE, NORDESTE)'$. Cabe notar que a escolha para o intervalo da faixa etária correspondente à população jovem da cidade foi baseada na maior frequência etária aos cinemas, de acordo com a publicação *Cultura em números: anuário de estatísticas culturais* (Brasil. Ministério da Cultura, 2009).

¹³Normalizamos o coeficiente da variável *POP* para ser igual à unidade porque a expressão para os lucros variáveis por consumidor, V , contem um termo constante. Esta normalização nos permite traduzir unidades de lucros variáveis por consumidor em unidades correntes da população da cidade.



dispersa é a população em cada mercado.¹⁴ Espera-se, então, encontrar um efeito negativo da densidade populacional e outro positivo da taxa de crescimento da população sobre a probabilidade de existirem N salas no município.

Quanto às variáveis de conduta competitiva, de custos e de demanda que afetam os lucros variáveis por consumidor e, portanto, compõem o vetor z , incluímos (todos estes multiplicados pela população, conforme metodologia de Bresnahan e Reiss (1991)): o nível de renda per capita (*RENDA*), a variável *dummy* indicativa se a taxa de alfabetização do município é superior à média estadual (*DALFABET*), outra variável binária que assume o valor unitário caso a proporção de jovens no município (indivíduos entre 15 e 34 anos de idade) seja superior à média amostral (*DJOVEM*), a *dummy* indicativa da presença de *shopping-center* na cidade (*SHOP*), a razão entre a receita tributária e o PIB municipal (*TRIBUTOS*), que serve de *proxy* para a alíquota tributária média da região e o logaritmo natural da remuneração média do setor de exibição cinematográfica em cada município (*LNWAGE*).¹⁵ O sinal dos efeitos esperados dessas variáveis sobre a probabilidade de existência de N salas de cinema é direto: *TRIBUTOS* e *LNWAGE*, por serem componentes dos custos variáveis, são esperados ter sinal negativo; quanto aos demais componentes, espera-se apresentarem sinal positivo.

Por sua vez, a variável que pretende resumir a influência dos custos fixos e, portanto, constitui a única componente do vetor w é uma *proxy* para o custo médio do metro quadrado no município (*CUSTOM2*). Esta variável foi construída por meio do produto entre o IDH-Municipal (IBGE/PNUD-2000) e o custo médio do m^2 de um projeto residencial com padrão normal de acabamento em cada Unidade da Federação (IBGE/SINAPI-2007). Obviamente, se espera um efeito negativo dessa variável sobre a probabilidade de se observar N salas de cinema no mercado.

Finalmente, o sinal positivo esperado para o coeficiente δ_n medirá o acréscimo no custo fixo decorrente da entrada da n -ésima firma no mercado. Estatísticas descritivas para as principais variáveis do modelo são mostradas na Tabela 3.

6. RESULTADOS

A Tabela 4 reporta os resultados das regressões do Modelo Probit Ordenado (OP) e do Modelo Probit Ordenado Zero-Inflacionado (ZiOP). Os erros-padrão são obtidos pelo algoritmo de Berndt-Hall-Hausman do produto externo do vetor gradiente (ver detalhes em Gould et alii, 2010). Além disso, a tabela informa as estatísticas do Teste da Razão de Verossimilhança (*LR Test*) e do Teste de Vuong, assim como os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e de Schwarz-Bayes (SBIC), e os valores das funções log-verossimilhança (LogL) associados a cada modelo.

Claramente, os testes de hipótese e os critérios de informação evidenciam a superioridade estatística do modelo zero-inflacionado sobre a abordagem padrão de variável-resposta ordenada comumente empregada na literatura. Dessa forma, podemos concluir que o tratamento econométrico dos condicionantes da decisão do investimento no mercado brasileiro de exibição cinematográfica pode ser mais bem compreendido ao se explicar o processo gerador dos dados amostrais por meio de um modelo baseado em duas equações latentes independentes, em que primeiro se decide participar ou não do mercado e, então, se escolhe o montante do investimento em termos do número de salas de cinema.

Embora seja difícil avaliar a magnitude dos coeficientes estimados sobre a variável dependente, uma vez que não se podem interpretar os coeficientes estimados neste modelo não-linear simplesmente como o “efeito marginal” do regressor sobre o regressando, podemos, no entanto, comparar os sinais

¹⁴ Considere duas cidades A e B, com o mesmo número de habitantes. Na cidade A, a população está concentrada (alta densidade demográfica), enquanto na cidade B, a população está dispersa (baixa densidade demográfica). Neste caso, esperaríamos que o número de salas existentes na cidade A fosse menor do que aquele da cidade B, pois deveria ser necessária uma menor quantidade de salas de cinema para atender a população relevante na cidade A do que na cidade B.

¹⁵ Caso o salário médio do setor seja inferior a um salário mínimo nacional ou não exista informação disponível substitui-se a informação correspondente pelo piso do salário mínimo estadual (se aplicável) ou nacional.

Tabela 3

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SALAS	0.1467	0.4941	0	3
ALFABET	76.35	12.76	39.34	99.09
RENDA	4.8040	5.5507	0.8962	121.259
POP	24.911	36.444	5.002	434.008
CRESCPOP	4.24	2.58	-30.82	32.11
SHOP	0.0636	0.2441	0	1
DJOVEM	0.4823	0.4997	0	1
DENSID	0.0470	0.0942	0.0001	2.8894
DALFABET	17.40	38.24	0	434.008
TRIBUTOS	42.18	90.97	0	1396.48
LNWAGE	156.15	228.86	31.18	2763.01
CUSTOM2	481.36	77.81	310.66	676.07

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: As variáveis (DALFABET, TRIBUTOS, LNWAGE) estão multiplicadas pela população.

Os demais componentes do vetor z foram omitidos para não sobrecarregar o texto, uma vez que são funções das variáveis apresentadas.

das variáveis independentes e a significância estatística entre os modelos. Em primeiro lugar, cabe notar que os sinais dos parâmetros estimados apresentam a plausibilidade esperada, com as seguintes exceções: no Modelo OP, as variáveis *DJOVEM*, *CRESCPOP* e *TRIBUTOS* exibiram sinal oposto ao esperado; no Modelo ZIOP, apenas a variável *CRESCPOP* apresentou sinal negativo e ao contrário do que se previa nas duas equações latentes.

Um exemplo claro da superioridade do Modelo ZIOP pode ser visto pela análise do coeficiente *LNWAGE* na equação de escolha do investimento. Ao se tratar de forma homogênea todos os valores nulos para a variável dependente, o Modelo OP produz um valor negativo (-0.0062) para o coeficiente desta variável, mas não significativo do ponto de vista estatístico. Todavia, ao se separar os dois tipos de zeros, o Modelo ZIOP também gera uma estimativa negativa para *LNWAGE*, conforme esperado a priori, mas só que desta vez estatisticamente significativa.

Adicionalmente, cabe notar que o custo fixo aumenta, à medida que novos entrantes participam do mercado, uma vez que as estimativas de δ_i são todas positivas e crescentes. Isto reflete que novos entrantes se defrontam com crescentes barreiras à entrada no setor (possivelmente, devido aos custos com propaganda e *marketing* para atrair novos consumidores e custos de localização) ou são menos eficientes relativamente às firmas estabelecidas (ou ambos os efeitos).

A Tabela 5 informa os limiares de entrada (S_N), os limiares de entrada por firma (ϱ_N) e a razão entre os limiares de entrada por firma (ϱ_{N+1}/ϱ_N) para os diferentes valores de N . A coluna dos limiares de entrada revela que são necessários cerca de 91 mil habitantes para que a primeira sala de cinema seja aberta na cidade. Por sua vez, necessita-se de 160.354 habitantes para que uma segunda firma de exibição cinematográfica acredite ser lucrativo o negócio na região, enquanto que a sustentabilidade de três ou mais firmas requer um município com pelo menos 242.788 pessoas.



Tabela 4

Variável	Modelo OP		Modelo ZIOP	
	Coeficientes	Erros-Padrão	Coeficientes	Erros-Padrão
Eq. de Participação [Eq. (2)]				
ALFABET			0.0018	(0.0155)
RENDA			0.0093**	(0.0012)
POP			0.0769**	(0.0102)
CRESCPOP			-0.0057	(0.0364)
SHOP			0.9661**	(0.3979)
DJOVEM			0.5003**	(0.1884)
DENSID			-0.8224	(1.3351)
SUDESTE			0.5905*	(0.3115)
SUL			0.2698	(0.3327)
NORDESTE			0.2258	(0.4276)
NORTE			-0.8354*	(0.3970)
Eq. de Escolha [Eq. (5)]				
DALFABET	0.0034	(0.0030)	0.0065*	(0.0037)
RENDA	0.0005**	(0.0001)	0.0007**	(0.0001)
POP	0.0197	(0.0466)	0.0057*	(0.0028)
CRESCPOP	-0.0004**	(0.0001)	-0.0007**	(0.0002)
SHOP	0.0052**	(0.0009)	0.0077**	(0.0011)
DJOVEM	-0.0030**	(0.0015)	0.0017	(0.0021)
DENSID	-0.0077*	(0.0040)	-0.0048*	(0.0026)
TRIBUTOS	0.0004	(0.0004)	-0.0001	(0.0005)
LNWAGE	-0.0062	(0.0074)	-0.0007*	(0.0003)
CUSTOM2	0.0066**	(0.0005)	0.0078**	(0.0009)
δ_1	5.4448**	(0.2872)	4.8205**	(0.5156)
δ_2	6.9057**	(0.3087)	6.5278**	(0.5338)
δ_3	8.3273**	(0.3277)	7.7686**	(0.5457)
LogL	-844.41		-766.88	
LR Test			155.07	
Vuong			10.16	
AIC	1714.83		1583.76	
SBIC	1796.05		1739.94	
Observações	3817		3817	

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Asteriscos indicam o nível de significância, sendo ** para 5% e * para 10%.

Tabela 5

	Limiar de Entrada		Limiar de Entrada por Firma		Razão do Limiar Entrada por Firma
S_1	91.087	S_1	91.087		
S_2	160.354	S_2	80.177	$(S_2)/(S_1)$	0.88
S_3	242.788	S_3	80.929	$(S_3)/(S_2)$	1.00

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: valores fornecidos em número de habitantes para S_n e S_N .

Note que o limiar de entrada por firma decresce quando uma segunda firma entra no mercado e aumenta levemente quando uma terceira sala de cinema é aberta. Em termos gerais, enquanto que um monopolista atende aproximadamente 91 mil pessoas, mercados com duas ou três firmas atendem aproximadamente 80 mil pessoas. Assim, essa redução do limiar de entrada por firma revela que o lucro variável por consumidor aumenta mais do que proporcionalmente ao aumento dos custos fixos quando N aumenta. Por outro lado, o leve aumento observado quando da abertura de uma terceira sala sugere que os custos fixos aumentam mais do que proporcionalmente ao lucro variável.

É importante frisar que a razão $(\varrho_{N+1}/\varrho_N)$ representa o quão rápido os lucros de oligopólio ($N \geq 2$) caem ao nível dos lucros de um mercado competitivo, à medida que novas firmas entram no mercado. No caso do mercado ser perfeitamente competitivo, se espera que essa razão seja próxima da unidade, sugerindo que a nova firma demandaria, pelo menos, o mesmo tamanho de mercado daquela já estabelecida para se sustentar, de modo que novos entrantes pouco ou nada contribuiriam para incrementar a concorrência. Por sua vez, se a razão difere da unidade, haveria espaço para aumento da conduta competitiva quando da entrada de uma nova firma.

Observa-se ainda que a razão do limiar de entrada por firma ϱ_3/ϱ_2 é muito próxima à unidade, enquanto que a razão ϱ_2/ϱ_1 é igual a 0,88. Este resultado indica que o grau de competição em uma cidade com uma única sala se altera quando uma segunda sala é aberta ou que essa segunda sala se defronta com barreiras à entrada¹⁶ (ou ambos os efeitos simultaneamente). Todavia, como $\varrho_3/\varrho_2 \cong 1$, a terceira sala de cinema atende aproximadamente o mesmo número de consumidores do que as duas salas que já constituem o mercado. Em termos de custos fixos e *markups*, isto implica que uma sala adicional não consegue alterar as condições de entrada nem o poder de mercado das firmas estabelecidas ou que pelo menos algum desses componentes varia na mesma proporção, de modo a manter a razão do limiar de entrada por sala igual à unidade.

De acordo com os resultados aqui obtidos, a abertura de novas salas de cinema implica em incremento da competição em nível local com outros instrumentos que não exclusivamente os preços, possivelmente, por meio da escolha estratégica da localidade e de eventos promocionais ou propaganda.¹⁷ Uma explicação plausível para esta assimetria dos custos fixos entre as firmas novas e estabelecidas reside nas diferenças dos custos de propaganda, uma vez que os entrantes incorrem em ônus mais elevado para atrair os consumidores das firmas estabelecidas.

¹⁶A definição de barreira à entrada usada nesta análise é baseada na assimetria de custos entre a firma estabelecida e as firmas entrantes (Tirole, 1988).

¹⁷Há evidências na literatura de que os custos com propaganda podem ser considerados como custos fixos. Ver Tirole (1988) e Sutton (1991, 1998).



Portanto, apesar do recente crescimento do número de salas de cinema no mercado brasileiro ter se concentrado geograficamente, há evidências, pelo menos em nível de mercados locais independentes, de que as condições de concorrência no setor de exibição cinematográfica apresentam barreiras à entrada para o estabelecimento de uma segunda firma e que a conduta no setor torna-se mais competitiva com a entrada de novos *players*.

7. CONCLUSÃO

Este artigo procurou testar a presença de práticas restritivas e suas relações com as alterações das condições competitivas em mercados locais independentes quando o número de firmas aumenta, usando o conceito de limiar de entrada (ou *entry threshold*) desenvolvido por Bresnahan e Reiss (1991). Com dados para a indústria brasileira de exibição cinematográfica, estimaram-se estes limiares de entrada utilizando uma abordagem única na literatura de modelos de entrada em mercados concentrados. Então, para compreender os efeitos da segmentação de mercado sobre a concentração regional das salas de cinema, modelou-se a decisão de investimento no segmento de exibição empregando um modelo zero-inflacionado de variável-resposta ordenada ao se especificar a probabilidade de observar um determinado número de salas em cada mercado local.

Os principais resultados empíricos são os seguintes: primeiramente, foi obtida uma população mínima de 91.087 pessoas para que um município tivesse uma firma de exibição cinematográfica, enquanto que eram necessários cerca de 160 mil e 242 mil habitantes para que a cidade tivesse duas e pelo menos três salas de cinema, respectivamente. Em segundo lugar, constatou-se que, em municípios com duas ou mais firmas, cada uma atendia aproximadamente o mesmo número de consumidores (em torno de 80 mil pessoas), enquanto que em mercados com apenas uma única sala de cinema, cada firma atendia cerca de 13% mais consumidores do que aquelas em cidades com duas ou três firmas. Por fim, a presença de custos fixos crescentes sugere não apenas a existência de barreiras à entrada para novas firmas exibidoras em mercados monopolizados, mas também que estas firmas competem em outras dimensões que não em preços (por exemplo, em propaganda, eventos promocionais ou em localização).

Portanto, estes resultados indicam que a evolução recente do mercado brasileiro de exibição cinematográfica contribuiu para alterar as condições de concorrência entre as firmas em mercados locais geograficamente independentes. Consequentemente, decorrem restrições importantes à ampliação da rede de salas de cinema no país, na medida em que a expansão geograficamente concentrada do número de salas se deveu ao incremento da lucratividade da indústria por meio da estratégia de segmentação de mercados e de práticas restritivas, preponderantemente, as verticais.

BIBLIOGRAFIA

- Berry, S. T. (1992). Estimation of a model of entry in the airline industry. *Econometrica*, 60(4):889–917.
- Brasil (1999). *Resolução n. 20, de 09 de junho de 1999*. O Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) dispõe, de forma complementar, sobre o Processo Administrativo, nos termos do art. 51 da Lei 8.884/1994. Diário Oficial da União, Brasília.
- Brasil. Ministério da Cultura (2009). *Cultura em números: anuário de estatísticas culturais 2009*. MINC, Brasília.
- Bresnahan, T. F. & Reiss, P. C. (1987). Do entry conditions vary across markets? *Brookings Papers on Economic Activity*, 18(3):833–882.
- Bresnahan, T. F. & Reiss, P. C. (1990). Entry in monopoly markets. *Review of Economic Studies*, 57(4):531–53.

- Bresnahan, T. F. & Reiss, P. C. (1991). Entry and competition in concentrated markets. *Journal of Political Economy*, 99(5):977–1009.
- Coelho, C. A., de Mello, J. M. P., & Rezende, L. (2007). Are public banks pro-competitive? evidence from concentrated local markets in Brazil. Textos para discussão 551, Department of Economics, PUC-Rio (Brazil).
- De Vany, A. & McMillan, H. (2004). Was the antitrust action that broke up the movie studios good for the movies? evidence from the stock market. *American Law and Economics Review*, 6(1):135–153.
- De Vany, A. (2004). *Hollywood economics: how extreme uncertainty shapes the film industry*. Routledge, New York, NY.
- Dranove, D., Gron, A., & Mazzeo, M. J. (2003). Differentiation and competition in hmo markets. *Journal of Industrial Economics*, 51(4):433–454.
- Fagundes, J. (2006). Restrições verticais: efeitos anticompetitivos e eficiência. *Revista do IBRAC*, 12(6):1–22.
- Ganguly, I., Koebel, C. T., & Cantrell, R. A. (2010). A categorical modeling approach to analyzing new product adoption and usage in the context of the building-materials industry. *Technological Forecasting and Social Change*, 77(4):662–677.
- Gould, W. W., Pitblado, J., & Poi, B. (2010). *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. StataCorp LP, College Station, TX.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Pearson Education, New Jersey, NJ.
- Greenstein, S. & Mazzeo, M. (2006). The role of differentiation strategy in local telecommunication entry and market evolution: 1999–2002. *Journal of Industrial Economics*, 54(3):323–350.
- Harris, M. N. & Zhao, X. (2007). A zero-inflated ordered probit model, with an application to modelling tobacco consumption. *Journal of Econometrics*, 141(2):1073–1099.
- Lambert, D. (1992). Zero-inflated poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Technometrics*, 34(1):1–14.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Mazzeo, M. J. (2002). Product choice and oligopoly market structure. *The RAND Journal of Economics*, 33(2):221–242.
- Motta, M. (2004). *Competition Policy Theory and Practice*. Cambridge University Press, New York, NY.
- Mullahy, J. (1986). Specification and testing of some modified count data models. *Journal of Econometrics*, 33(3):341–365.
- Mullahy, J. (1997). Heterogeneity, excess zeros, and the structure of count data models. *Journal of Applied Econometrics*, 12(3):337–50.
- Pohlmeier, W. & Ulrich, V. (1995). An econometric model of the two-part decisionmaking process in the demand for health care. *The Journal of Human Resources*, 30(2):339–361.
- Redstone, S. E. (2004). The exhibition business. In Squire, J. E., editor, *The movie business book*. Fireside, New York, NY.



- Resende, M. (1994). Medidas de concentração industrial: uma resenha. *Análise Econômica*, 21:24–33.
- Seim, K. (2006). An empirical model of firm entry with endogenous product-type choices. *RAND Journal of Economics*, 37(3):619–640.
- Sullivan, T. E. & Harrison, J. L. (1988). *Understanding antitrust and its economic implications*. Cambridge University Press, New York, NY.
- Sutton, J. (1991). *Sunk costs and market structure*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Sutton, J. (1998). *Technology and market structure: Theory and history*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Syverson, C. (2004). Market structure and productivity: A concrete example. *Journal of Political Economy*, 112(6):1181–1222.
- Tirole, J. (1988). *The theory of industrial organization*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Vogel, H. L. (2007). *Entertainment industry economics: a guide for financial analysis*. Cambridge University Press, New York, NY.
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica*, 57(2):307–33.
- Whitney, S. N. (1955). Vertical desintegration in the motion picture industry. *The American Economic Review*, 45(2):491–498.

A. ANEXO 1

Tabela A-1: Descrição das Variáveis do Modelo

Variável	Descrição	Fonte
SALAS	Quantidade de salas de cinema no mercado local i	FILME B. Database Brasil (2007) Disponível em: http://www.filmeb.com.br/portal/html/portal.php Unidade: em unidades
ALFABET	Taxa de alfabetização, ou seja, o percentual da população com 15 anos de idade ou mais que é alfabetizada	IBGE (Censo/2000) Unidade: porcentagem
RENDA	Produto Interno Bruto (PIB) per capita do município i em Reais de 2000	Ipeadata (2007) Unidade: em milhares
POP	População total residente	IBGE (2007) Unidade: em milhares
CRESCPOP	Taxa de crescimento populacional entre 2000 e 2007	Ipeadata (2000, 2007) Unidade: porcentagem
SHOP	Variável binária que assume o valor unitário, caso exista pelo menos um shopping-center no município	IBGE. Perfil dos Municípios Brasileiros(2006) Unidade: binária
DJOVEM	Variável binária que assume o valor unitário, caso a proporção de jovens (pessoas entre 15 e 34 anos de idade) do município i seja superior à média amostral	IBGE (Censo/2000) Unidade: binária Nota: a proporção de jovens está em decimais
DENSID	Número de habitantes por Km ²	IBGE (2007) Unidade: em milhares
DALFABET	Variável binária que assume o valor unitário, caso a taxa de alfabetização do município i seja superior à média estadual	IBGE (Censo/2000) Unidade: binária
TRIBUTOS	Razão entre a receita tributária e o PIB municipal (em Reais de 2000)	IBGE (2007) Unidade: porcentagem
LNWAGE	Logaritmo natural da remuneração média no setor de exibição cinematográfica	Nota: Caso o salário médio do setor seja inferior a um salário mínimo nacional ou não exista informação correspondente pelo piso do salário mínimo estadual (se aplicável) ou nacional. IBGE (PNUD/2000) e IBGE (SINAPI/2007)
CUSTOM2	É o produto entre o IDH-Municipal e o custo médio do m2 de um projeto residencial em cada do m2 de um projeto residencial em cada Estado (em Reais)	IBGE (SINAPI/2007) Unidade: em unidades