

## 5 Metodologia e Resultados

### 5.1. Metodologia

Realizamos estimações utilizando o modelo de efeitos fixos para dados em painel. A escolha do modelo econométrico a seguirmos decorre das hipóteses que desejamos fazer sobre a relação entre as variáveis utilizadas no experimento e dos testes de especificação feitos ao longo do estudo. O modelo de efeitos fixos consiste basicamente na estimação por mínimos quadrados ordinários com a inclusão de controles para características individuais das firmas da amostra que são imutáveis ou aproximadamente constantes no tempo como, por exemplo, a qualidade dos executivos de uma empresa ou sua localização geográfica.

Conforme discutimos anteriormente, o ganho econométrico da estimação feita com dados em painel está intimamente ligado à possibilidade de um tratamento mais cuidadoso do problema da omissão de variáveis relevantes na determinação da variável dependente do modelo adotado. Caso as variáveis omitidas em questão não sejam correlacionadas com as variáveis explicativas do modelo não teríamos grandes problemas. Entretanto, caso a correlação entre o efeito não-observável e as variáveis explicativas seja diferente de zero, nossos estimadores seriam viesados. O modelo de estimação por efeitos-fixos que utilizamos resolve o problema de variáveis eventualmente omitidas que são correlacionadas com os distúrbios do modelo e constantes pra cada firma ao longo do tempo.

A hipótese de que o efeito não observável presente nos distúrbios é constante ao longo do tempo (variando apenas na dimensão cross-section) é usualmente adotada nas estimações de modelos em painel e é a razão fundamental para a adoção do assim chamado modelo de efeitos fixos que seguiremos no trabalho.

A adequação do modelo de efeitos fixos aos dados de que dispomos foi testada de duas formas. Primeiramente, o teste F realizado no modelo base estimado rejeita fortemente a hipótese nula de que todos os parâmetros de efeito não observável são iguais a zero. Hipótese esta que se fosse verdadeira nos levaria a concluir que o modelo de mínimos quadrados ordinários simples era o mais adequado. Além disso, realizamos um

teste Hausman<sup>4</sup> de especificação para testar a hipótese de correlação do efeito fixo com as demais variáveis explicativas do modelo, a fim de concluir se o modelo de efeitos fixos era o mais adequado ou se o modelo de efeitos aleatórios o era. Fundamentalmente, a ausência de correlação entre o efeito fixo e as variáveis explicativas do modelo nos permitiria adotar o modelo de efeito aleatório e a adoção do modelo de efeito fixo seria mais apropriada no caso de presença de correlação entre os regressores e as variáveis binárias de efeito fixo. O resultado do teste nos levou a adotar o modelo de efeitos fixos na medida em que o teste rejeitou a hipótese nula de que a diferença entre os coeficientes estimados segundo os dois modelos não era sistemática. Cabe ressaltar aqui, que apesar do teste ter apontado para a significância estatística da diferença nos coeficientes estimados segundo as duas metodologias alternativas, em valor absoluto, os resultados foram bem parecidos no que se refere ao sinal e à magnitude dos coeficientes estimados. Isto nos dá mais confiança no resultado, indicando que o problema da correlação do efeito fixo com os erros do modelo não está influenciando muito nossos estimadores.

A determinação do número de defasagens do modelo seguiu a metodologia adotada na literatura, ou seja, partindo do geral para o específico. Como a inclusão de mais defasagens não apresentou significância decidimos nos restringir às defasagens significantes das variáveis explicativas. Assim, apresentaremos os resultados obtidos para os modelos estimados com até duas defasagens para as variáveis explicativas utilizadas.

## **5.2. Resultados**

Apresentaremos aqui os resultados das regressões que montamos. Os resultados do modelo básico estimado estão na tabela 3 abaixo:

---

<sup>4</sup> Wooldridge 1999, capítulo 10.

Tabela 3: Modelo Base

	Variável Independente: Investimento		
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.800	0.598	0.158
Cash Flow (t-1)	0.002		
	(0.028)**		
Cash Flow (t-2)	0.003	0.003	
	(0.021)**	(0.018)**	
Receita	0.024	0.028	0.030
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Receita (t-1)	0.016		
	(0.004)***		
Receita (t-2)	-0.006	0.016	
	0.261	(0.002)***	
Selic	-0.144	-0.152	-0.171
	(0.046)**	(0.027)**	(0.013)**
Risco	-0.022	-0.026	-0.025
	(0.024)**	(0.008)***	(0.012)**
Constant	0.205	0.209	0.215
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.052	0.050	0.037

p values in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Como podemos ver, resultado obtido foi satisfatório. Os coeficientes encontrados apresentam os sinais esperados e quase todos são significativos. O impacto dos juros estimado pelo coeficiente da taxa Selic no modelo implica que 1% a menos na média da taxa Selic real levaria a uma reposição do estoque de capital maior em 0,15 pontos percentuais aproximadamente. É um efeito significativo estatisticamente (ao nível de confiança de 5%) e bastante superior ao efeito encontrado nos artigos que tratam da economia brasileira com dados agregados citados anteriormente. Além disso, este resultado está bem próximo ao resultado obtido pela literatura empírica sobre o tema (Chirinko (1999), Bond, Elston Mairesse e Mulkay (1997), ECB (2001)). Em termos de proporção do investimento no Brasil e de proporção do PIB, os números são os seguintes: a taxa de investimento no país está em torno de 20% do PIB e o investimento das

empresas privadas representa aproximadamente 85%<sup>5</sup> desse valor (os 15% restantes são investimentos do setor público). Considerando que o resultado que obtivemos se aplica a todo o setor privado, 1% a menos na média da Selic no ano, representaria 0,15 pontos percentuais a mais no investimento como proporção do estoque de capital de todo o setor corporativo do país. Com uma média de 16% de reposição anual do estoque de capital, o setor privado responde por um investimento de 18,5% do PIB. Logo, utilizando uma regra de três simples podemos concluir que 1% a menos na Selic média no ano representaria um acréscimo de aproximadamente 0,17 pontos percentuais no PIB do ano.

### 5.3. Robustez Econométrica

A partir do modelo base, cujo resultado está descrito acima, fizemos vários testes econométricos no intuito de examinar a consistência dos resultados obtidos. Um primeiro e fundamental aspecto que devemos abordar aqui é a possibilidade de correlação serial ou heterocedasticidade nos resíduos da regressão estimada. Caso algum destes dois problemas esteja presente nos resíduos do nosso modelo base, as estatísticas de teste exibidas acima podem não ser de todo confiáveis e nossas conclusões podem estar equivocadas.

Uma maneira de se tratar o problema é utilizar, ao estimar o modelo, a matriz de variância e covariância robusta a heterocedsticidade e a autocorrelação nos resíduos. “*The robust variance matrix estimator is valid in the presence of any heteroskedasticity or serial correlation in  $\{u_{it}: t=1, \dots, T\}$ , provided that  $T$  is small relative to  $N$ .*”<sup>6</sup> Como nosso experimento se encaixa perfeitamente neste caso uma vez que a inclusão do risco país na equação estimada nos deixa com apenas seis observações na dimensão temporal em contraponto a 334 empresas (dimensão cross-section), realizamos a estimação robusta a heterocedasticidade. Felizmente, os resultados se mantiveram e o desvio-padrão dos coeficientes estimados não foi significativamente alterado, o que fez com que ainda assim nosso resultado permanecesse estatisticamente significativo a 5%, com exceção do modelo com

---

<sup>5</sup> Fonte: IBGE

<sup>6</sup> Wooldridge 2002, págs., 275 e 276.

duas defasagens para as variáveis explicativas onde o coeficiente da Selic foi significativo apenas a um nível de significância de 10% (o p-valor observado foi de 5,8%).

Tabela 4: Modelo Base com inferência Robusta

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.866	0.738	0.342
Cash Flow (t-1)	0.002	0.003	
	0.199	0.115	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.188		
Receita	0.024	0.028	0.030
	(0.012)**	(0.004)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.016	
	(0.052)*	(0.028)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.559		
Selic	-0.144	-0.152	-0.171
	(0.061)*	(0.042)**	(0.024)**
Risco	-0.022	-0.026	-0.025
	(0.014)**	(0.004)***	(0.006)***
Constant	0.205	0.209	0.215
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.052	0.05	0.037
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

#### 5.4. Outros Exercícios

Além da inferência robusta, testamos a substituição da taxa Selic como aproximação para o custo de capital por outras taxas de juros. Ao longo dos testes econométricos, replicamos todas as estimações que fizemos utilizando uma taxa em termos reais ex-ante, a Selic real e uma taxa de juros mais longa de mercado medida através do Swap DI-Pré de 180 dias negociado na BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros. A taxa real foi calculada retirando-se da taxa Selic nominal média no ano a expectativa de inflação para os próximos doze meses

(média no ano) construída a partir das expectativas de mercado para o IPCA, divulgadas pelo Banco Central no Boletim Focus. Os resultados foram bastante coerentes e apontam para a mesma direção o que nos deixa confiantes no resultado obtido. O coeficiente de interesse da pesquisa, que reflete o efeito dos juros sobre o investimento, apresentou-se próximo daquele encontrado no exercício com a taxa Selic como aproximação para o custo de capital quando utilizamos a taxa de juros de seis meses e um pouco menor em módulo mas ainda negativo quando utilizamos a taxa Selic em termos reais. Contudo, o coeficiente se manteve estatisticamente significativo apenas nos exercícios realizados com o Swap nominal de 180 dias.

Apesar dos resultados não significantes encontrados nos exercícios realizados com a taxa Selic em termos reais, é preciso considerar que a medida de taxa de juros reais está sempre distorcida pela imprecisão inerente aos dados disponíveis de expectativas de inflação. As tabelas que apresentam as estimações para estas duas medidas alternativas de juros mostram resultados obtidos sob estimação robusta a heterocedasticidade (vale ressaltar que os resultados são os mesmos sob a hipótese de homocedasticidade).

Tabela 5: Modelo com taxa de juros de 180 dias

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.860	0.743	0.347
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.197	0.114	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.190		
Receita	0.024	0.028	0.031
	(0.012)**	(0.003)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.016	
	(0.049)**	(0.026)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.555		
Swap180	-0.143	-0.158	-0.181
	0.147	(0.099)*	(0.063)*
Risco	-0.018	-0.020	-0.017
	(0.095)*	(0.048)**	(0.078)*
Constant	0.202	0.207	0.213
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.051	0.049	0.036
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Tabela 6: Modelo com taxa Selic em termos reais

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.001	-0.001	-0.001
	0.575	0.691	0.764
Cash Flow (t-1)	0.000	0.001	
	0.835	0.749	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.183		
Receita	0.021	0.026	0.026
	(0.031)**	(0.006)***	(0.003)***
Receita (t-1)	0.018	0.021	
	(0.043)**	(0.014)**	
Receita (t-2)	-0.010		
	0.336		
Selic Real	-0.064	-0.057	-0.091
	0.675	0.685	0.521
Risco	-0.027	-0.029	-0.024
	(0.007)***	(0.001)***	(0.002)***
Constant	0.190	0.192	0.198
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.045	0.041	0.028
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Conforme já argumentamos anteriormente, a exclusão das variáveis de controle de tempo não deveria estar trazendo problemas de variável omitida para o nosso experimento. Ainda assim, testamos a consistência do resultado obtido à inclusão de mais variáveis constantes na dimensão cross-section do modelo. Ou seja, variáveis cujo valor não é constante no tempo, mas que em cada ano específico da amostra seu valor é o mesmo para todas as firmas. Seguindo a idéia de incluir variáveis que tenham alguma razão teórica para estarem presentes no modelo, testamos a inclusão da taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos e da taxa de câmbio real.

A taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos serve como uma aproximação para o ritmo de crescimento da economia mundial. Tendo em vista que muitas empresas nacionais têm parte relevante de suas receitas oriundas de



operações de exportação, a taxa de crescimento dos Estados Unidos pode ser uma boa aproximação para o ritmo de expansão da economia do mundo que, por sua vez, pode ser importante para as decisões de investimento em capacidade instalada das firmas nacionais. Por outro lado, a taxa de câmbio real pode ser uma aproximação razoável para o preço relativo dos bens de capital no Brasil. Uma vez que o câmbio real reflete o preço dos bens “comercializáveis” em relação aos “não comercializáveis”, pode ser entendido como uma aproximação para o preço relativo dos bens de capital na nossa economia, já que os bens de capital considerados bens em geral “comercializáveis”. Cabe aqui lembrar que a diferença fundamental entre bens comercializáveis ou não é a existência da possibilidade de se importar ou exportar determinado bem. Assim sendo, aqueles bens cuja comercialização com o exterior não apresenta nenhuma restrição deveriam ter seu preço determinado globalmente e não no mercado doméstico como no caso dos bens “não-comercializáveis”. A medida que utilizamos como câmbio real é a taxa de câmbio efetiva real disponível no site do IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Como podemos ver pelo resultado dos testes, a inclusão destas variáveis não altera significativamente os resultados como esperávamos. É verdade que na equação em que incluímos o PIB dos Estados Unidos o coeficiente da taxa Selic perde a significância estatística. Contudo, é importante lembrar que com a curta dimensão temporal da nossa amostra, a inclusão de qualquer variável constante para as firmas em cada momento do tempo tem o efeito de aumentar a variância dos estimadores, principalmente se as variáveis apresentarem forte correlação. Além disso, os resultados mostram que apesar do coeficiente da taxa Selic perder a significância estatística quando incluímos o câmbio real no modelo, o mesmo apresenta sempre o sinal esperado e sua magnitude não varia demasiadamente, conferindo consistência ao resultado.

Tabela 7: Testando a Inclusão do PIB dos Estados Unidos

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.004	0.002	0.003
	0.850	(0.060)*	(0.016)**
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.195	(0.056)*	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.192		
Receita	0.024	0.027	0.026
	(0.014)**	(0.003)**	(0.003)**
Receita (t-1)	0.015	0.014	
	(0.055)*	(0.021)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.545		
Selic	-0.111	-0.166	-0.176
	0.180	(0.029)**	(0.024)**
Risco	-0.028	-0.029	-0.022
	(0.011)**	(0.038)**	(0.037)**
PIBEJA	-0.003	-0.001	-0.001
	0.349	0.702	0.605
Constant	0.211	0.211	0.198
	(0.000)**	(0.000)**	(0.000)**
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.079	0.079	0.028
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Tabela 8: Testando a inclusão do Câmbio Real

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.004	0.002	0.003
	0.850	(0.065)*	(0.016)**
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.195	(0.065)*	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.192		
Receita	0.025	0.027	0.029
	(0.011)**	(0.003)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.015	
	(0.048)**	(0.017)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.559		
Selic	-0.076	-0.098	-0.120
	0.397	0.227	0.137
Risco	-0.028	-0.029	-0.027
	(0.004)***	(0.038)**	(0.006)***
Cambio Real	0.271	0.267	0.245
	0.141	(0.085)*	0.113
Constant	0.164	0.168	0.176
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.065	0.058	0.042
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

## 5.5. A Questão da Endogeneidade

Por último, é importante deixar claro alguns aspectos a respeito da técnica econométrica que adotamos. A consistência dos estimadores no modelo de efeitos fixos depende fundamentalmente da exogeneidade estrita das variáveis explicativas do modelo (exceto pela condição de posto da matriz de variáveis independentes, que precisa ser satisfeita para que seja possível se calcular o coeficiente estimado). O conceito de exogeneidade estrita de que tratamos aqui implica que os valores futuros e passados das nossas variáveis explicativas não

podem ser correlacionados com os choques ocorridos na variável dependente no momento presente.

Ao analisar este conceito face ao nosso modelo, podemos ver que existe a possibilidade de que choques no investimento hoje tenham efeitos sobre a receita e o fluxo de caixa futuros das firmas. Em relação aos valores passados, dado que consideramos as defasagens ausentes do modelo como não sendo relevantes para o investimento corrente, consideramos que os mesmos não estão violando a condição de exogeneidade estrita. Logo, a consistência dos nossos estimadores pode não estar garantida.

Diante disso, testamos a estimação do nosso modelo pela metodologia de Arellano-Bond, adequada para a situação onde não é possível garantir a exogeneidade estrita das variáveis explicativas do modelo. A técnica consiste na estimação da equação em diferenças com a utilização das defasagens do nível das variáveis explicativas como instrumentos para as variáveis explicativas que julgamos não serem estritamente exógenas. A hipótese que ainda precisamos ter para garantir a consistência do estimador de Arellano-Bond é a exogeneidade seqüencial, segundo a qual valores passados das variáveis explicativas não podem afetar os erros correntes do modelo. Este conceito é mais fraco do que a exogeneidade estrita necessária para a consistência do estimador por efeito fixo que descrevemos acima, e bem adequado ao nosso modelo onde choques no investimento podem de fato ter correlação com valores futuros das nossas variáveis explicativas, mas cuja correlação com os valores passados das mesmas é bem menos provável.

Assim, se há alguma suspeita em relação à consistência dos nossos estimadores nas estimações por efeito fixo, podemos ser bem mais confiantes nas estimações pela metodologia de Arellano-Bond. Felizmente, os resultados obtidos segundo esta técnica são bem próximos daqueles obtidos inicialmente o que indica que provavelmente se havia viés nos nossos coeficientes, estes não eram relevantes. O resultado se manteve consistente, com o efeito da Selic sobre o investimento negativo estatisticamente significativo. Vale ressaltar que consideramos que apenas o risco país respeitava a hipótese de exogeneidade estrita enquanto todas as demais variáveis respeitavam apenas a hipótese de exogeneidade seqüencial.

Tabela 9: Estimação por Arellano-Bond

Variável Dependente: D(Investimento)			
Investimento (t-1)	0.103 (0.017)**	0.139 (0.003)***	0.199 (0.000)***
D(Cash Flow )	-0.001 0.677	0.002 0.307	0.003 0.152
D(Cash Flow (t-1))	0.002 (0.0038)**	0.003 (0.006)***	
D(Cash Flow (t-2))	0.002 (0.073)*		
D(Receita)	0.013 (0.051)*	0.013 (0.038)**	0.022 (0.001)***
D(Receita(t-1))	0.01 (0.093)*	0.020 (0.002)***	
D(Receita(t-2))	-0.011 (0.027)**		
D(Selic)	-0.132 (0.086)*	-0.151 (0.061)*	-0.161 (0.048)**
D(Risco)	-0.002 (0.075)*	-0.002 (0.023)**	-0.002 (0.031)**
Observations		1174	1174
Number of indice		264	264
p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			