

## 6 Robustez

Neste capítulo, mostraremos que o resultado encontrado é robusto a carroleção espacial entre os municípios, efeitos fixos regionais e a uma medida alternativa de poupança.

### 6.1. Correlação espacial

Num mesmo estado, a atividade econômica, e o nível de poupança associado, de uma cidade podem depender da atividade da cidade vizinha. Portanto, havendo correlação espacial entre as medidas de poupança, a matriz de variância-covariância não é diagonal. Sendo verdadeira essa correlação espacial, o coeficiente estimado por MQO seria consistente, entretanto há a necessidade de corrigir os desvios padrão.

Conley (1999), sob algumas determinadas hipóteses, apresenta uma classe não-paramétrica de matriz de variância-convariância estimada que permite formas gerais de dependência caracterizadas pela distância econômica, ou seja, a correlação espacial. Mais ainda, Conley demonstra a consistência e a distribuição resultante do estimador pelo método dos momentos (MMG) considerando esta classe de matriz. Portanto, "esses resultados permitem estimação, inferência, estimação eficiente e testes de restrições sobreidentificadas com dados dependentes seccionalmente" (pág. 22).

Aqui supuremos que a distância econômica relevante é a distância física, embora isto não seja necessariamente verdade. As diferentes condições das estradas que ligam os diversos municípios implicam que o tempo de viagem pode ser alto, mesmo que a distância seja pequena. Neste caso, talvez a distância econômica relevante seja o tempo de viagem. Entretanto, na ausência de dados referentes ao tempo de viagem, optamos por manter a distância física, sob a

hipótese plausível de que a distância física correlaciona positivamente com o tempo percorrido.

Poderia-se crer que a distância econômica relevante seja o custo de viagem de uma cidade à outra. Neste caso, também é razoável supor que a distância física é uma boa proxy deste custo.

No procedimento MQO, corrigiremos os desvios padrão considerando a correlação espacial. Antes, porém, é necessário definir um corte para o qual a partir de uma determinada distância, a correlação espacial entre os municípios seja zero.<sup>49</sup>

Testamos cinco possíveis cortes: 50km, 100km, 200km, 400km e 800km.<sup>50</sup>

O painel A da Tabela 14 apresenta os desvios padrão corrigidos.

Note que a coluna (1) apresenta o resultado original, ao passo que nas demais, o desvio padrão é corrigido para correlação espacial, ou seja, para a matriz de variância-covariância proposta por Conley.<sup>51</sup>

Tabela 14 – Regressões corrigidas para correlação espacial

Variável dependente: log(caderneta de poupança + depósitos a prazo per capita)						
PAINEL A - MQO						
Corte =	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)
	MQO original	50 km	100 km	200km	400km	800 km
<b>CrimePessoaDoloso100</b>	-0,004 (0,057)	-0,004 (0,057)	-0,004 (0,054)	-0,004 (0,043)	-0,004 (0,035)	-0,004 (0,026)
<b>CrimePatrimonio100</b>	0,121 (0,046)***	0,121 (0,045)***	0,121 (0,044)***	0,121 (0,044)***	0,121 (0,038)***	0,121 (0,027)***
PAINEL B - MMG						
Instrumentos: todos (UsoDrogas100, Trafico100, Fora1991, Fora2000 e Telefones)						
Corte =	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)
	MQ2E original	50 km	100 km	200km	400km	800 km
<b>CrimePessoaDoloso100</b>	-0,693 (0,915)	-0,669 (0,975)	-0,673 (0,905)	-0,678 (0,887)	-0,594 (0,715)	-0,658 (0,570)
<b>CrimePatrimonio100</b>	1,145 (0,579)**	1,147 (0,627)*	1,157 (0,582)**	1,172 (0,554)**	1,134 (0,369)***	1,106 (0,284)***

Desvios padrões robustos à heterocedasticidade entre parênteses na coluna (1);  
Desvios padrões corrigidos para a correlação espacial nas colunas (2), (3), (4) e (5); controles omitidos.  
\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

Conforme aumentamos a distância do corte, o desvio padrão torna-se cada vez menor e em nenhum momento, o resultado original é enfraquecido. Pelo contrário, ao considerarmos a correlação espacial, os resultados são mais fortes

<sup>49</sup> A distância entre dois municípios pode ser calculada com base nas coordenadas cartográficas (longitude e latitude) de cada município.

<sup>50</sup> Estas distâncias são aproximadas considerando o fato de que a uma unidade cartográfica equivale à aproximadamente 100 km.

<sup>51</sup> O procedimento é equivalente a corrigir os desvios padrões de uma regressão temporal pela matriz de Newey-West.

que os originais, ou seja, o efeito do crime contra o patrimônio é mais significativo.

Analogamente, poderíamos testar se a correlação espacial afeta de alguma forma o resultado em dois estágios. No painel B da Tabela 14, excetuando-se a coluna (1), estimamos o modelo pelo método dos momentos generalizados (MMG), levando em conta a correlação espacial, conforme proposto por Conley. Apenas os resultados considerando todos os instrumentos são apresentados, porém, mesmo utilizando somente UsoDrogas100, Fora2000 e Telefones100, o padrão se mantém (não reportado).

Note nas colunas (2) a (5) que os coeficientes, independente do corte, são semelhantes e significantes. Portanto, ao considerarmos possíveis correlações espaciais da poupança entre os municípios, o padrão encontrado manteve-se consistente. Portanto, os resultados anteriores são robustos a uma eventual correlação espacial da variável dependente.

## **6.2. Efeitos regionais**

Os municípios de São Paulo estão agrupados em 43 regiões governamentais e em 15 regiões administrativas.

Adicionamos variáveis dummies ao modelo visando controlar para efeitos fixos regionais não observados que podem afetar tanto o crime como a poupança. Esses efeitos poderiam ser a atividade econômica setorial ou uma política adotada especialmente para a região, por exemplos. Os resultados quando considerado apenas o crime contra o patrimônio estão expostos na Tabela 15.

Note, primeiramente, no painel A que os instrumentos continuam conjuntamente significativos, apesar de que o Fora2000 tornou-se insignificante com a adição das dummies (Coluna (6)).

Nas colunas (1) e (4), onde foram adicionadas dummies administrativas e governamentais, respectivamente, às estimações MQO, os coeficientes diminuem em magnitude e precisão, ao mesmo tempo em que um deles perde a significância. Ao incluirmos 15 ou 43 dummies em uma regressão com 566 observações, reduzimos a variância utilizada para estimar o coeficiente, portanto, é natural que a precisão da estimativa caia.

Tabela 15 – Regressões controladas para efeito fixo

Variável dependente: log(caderneta de poupança + depósitos a prazo per capita)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	c\ Dummies Administrativas			c\ Dummies Governamentais		
	MQO	MQ2E	MQ2E	MQO	MQ2E	MQ2E
Instrumentos:		Todos	UsoDrogas100 + Fora2000 + Telefones100		Todos	UsoDrogas100 + Fora2000 + Telefones100
<b>PAINEL A - PRIMEIRO ESTÁGIO</b>						
UsoDrogas100	-	0,002 (0,001)***	0,002 (0,001)***	-	0,001 (0,001)**	0,002 (0,001)***
TraficoDrogas100	-	0,000 (0,001)		-	0,001 (0,001)	
Fora1991	-	0,015 (0,008)*		-	0,007 (0,008)	
Fora2000	-	0,004 (0,006)	0,008 (0,005)	-	0,004 (0,006)	0,006 (0,005)
Telefones100	-	0,240 (0,067)***	0,224 (0,068)***	-	0,271 (0,071)***	0,264 (0,071)***
Estatística-F [p-valor]	-	[0,000]	[0,000]	-	[0,000]	[0,000]
R <sup>2</sup>	0,40	0,44	0,44	0,46	0,49	0,48
<b>PAINEL B - SEGUNDO ESTÁGIO</b>						
CrimePatrimonio100	<b>0,086</b> (0,041)**	<b>0,763</b> (0,211)***	<b>0,833</b> (0,239)***	<b>0,064</b> (0,044)	<b>0,739</b> (0,223)***	<b>0,766</b> (0,227)***
Observações	542	542	542	542	542	542
R <sup>2</sup>	0,64	-	-	0,68	-	-
Estatística J de Hansen (p-valor)	-	0,823	0,841	-	0,812	0,723
Desvios padrões robustos entre parênteses; controles omitidos, * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%						

Apesar desta queda, ao estimarmos o modelo utilizando os instrumentos, não só recuperamos a significância, mas os coeficientes estimados ficam entre 0,73 e 0,84, ou seja, dentro daquele intervalo mencionado no capítulo anterior. Portanto, quando considerado apenas o crime contra o patrimônio, o resultado anterior é robusto a inclusão de efeitos fixos regionais.

Entretanto, quando consideramos as duas categorias de crimes conjuntamente na regressão MQ2E, apesar do crime patrimônio continuar tendo um efeito maior e mais preciso, perde-se a significância dos coeficientes (ver Tabela 16). Não acreditamos que isto deva ser interpretado como algo que contradiz nossos resultados iniciais. Conforme já explicado, ao adicionarmos as dummies regionais, demandamos em excesso do nosso modelo, já que reduzimos consideravelmente a variância necessária para estimar precisamente o coeficiente. Neste caso, o importante é notar que, a despeito do resultado MQO da coluna (4), o padrão encontrado nos coeficientes se manteve, apesar da não significância.

Tabela 16 – Regressões controladas para efeito fixo (continuação)

Variável dependente: log(caderneta de poupança + depósitos a prazo per capita)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	c) Dummies Administrativas			c) Dummies Governamentais		
	MQO	MQ2E	MQ2E	MQO	MQ2E	MQ2E
Instrumentos:		Todos	UsoDrogas100 + Fora2000 + Telefones100		Todos	UsoDrogas100 + Fora2000 + Telefones100
CrimePessoaDoloso100	0,044 (0,059)	-0,129 (0,881)	-0,190 (0,933)	0,073 (0,060)	-0,121 (0,731)	0,301 (0,784)
CrimePatrimonio100	0,075 (0,043)*	0,860 (0,714)	0,976 (0,757)	0,046 (0,045)	0,825 (0,592)	0,552 (0,604)
Observações	542	542	542	542	542	542
R <sup>2</sup>	0,64	-	-	0,68	-	-
Estatística J de Hansen (p-valor)	-	0,715	0,595	-	0,773	0,447

Desvios padrões robustos entre parênteses; controles omitidos,  
\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

### 6.3. Mudando a medida de poupança

Conforme mencionado anteriormente, a medida de poupança utilizada até então pode ser um tanto restritiva, já que não capta todas as formas acessíveis de poupança. Aqui, usou-se o capital residencial per capita como forma alternativa de poupança.<sup>52</sup> Conforme já argumentamos, a residência pode ser interpretada como uma forma de poupança, pois, embora menos líquida, poderá ser utilizada no futuro para as mesmas funções desempenhadas pela poupança monetária.

Antes de prosseguirmos com os resultados, cabe ressaltar que a maioria dos artigos na literatura dos determinantes do preço de uma residência tende a identificar um efeito negativo da criminalidade neste preço (ver Gibbons (2004), por exemplo). Isto pode ser justificado pela degradação social da vizinhança. Portanto, no caso dos imóveis, há um outro canal que opera negativamente, e caso fosse possível controlá-lo de forma apropriada, o coeficiente estimado seria ainda maior.

As colunas (1) e (2) da Tabela 18 mostram os resultados MQO para o efeito do crime doloso contra a pessoa e do crime contra o patrimônio, quando considerada essa medida alternativa de poupança. Note que apesar da não significância dos coeficientes, o padrão encontrado anteriormente se mantém. O coeficiente que capta o efeito do crime contra o patrimônio é maior e o seu desvio

padrão é menor, independentemente se analisado individualmente ou conjuntamente numa mesma regressão.

Tabela 17 – Regressões considerando o capital residencial

Variável dependente: log(capital residencial per capita)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Método de Estimação:	Mínimos Quadrados Ordinários			Mínimos Quadrados Generalizados		
RendaPC	0,761 (0,829)	0,786 (0,830)	0,786 (0,828)	-0,649 (0,482)	-0,608 (0,480)	-0,599 (0,480)
RendaPC <sup>2</sup>	-0,04 (0,074)	-0,043 (0,074)	-0,042 (0,074)	0,078 (0,041)*	0,074 (0,040)*	0,073 (0,040)*
CrimePessoaDoloso100	<b>0,007</b> <b>(0,015)</b>	- (0,010)	<b>0,001</b> <b>(0,014)</b>	<b>0,006</b> <b>(0,015)</b>	- (0,011)***	<b>-0,008</b> <b>(0,016)</b>
CrimePatrimônio100	- (0,010)	<b>0,013</b> <b>(0,010)</b>	<b>0,013</b> <b>(0,010)</b>	- (0,011)***	<b>0,028</b> <b>(0,011)***</b>	<b>0,030</b> <b>(0,011)***</b>
Gini	-0,487 (0,255)*	-0,498 (0,251)**	-0,498 (0,253)**	-0,109 (0,147)	-0,137 (0,146)	-0,131 (0,147)
Rural	-0,248 (0,062)***	-0,256 (0,059)***	-0,256 (0,062)***	-0,194 (0,058)***	-0,204 (0,057)***	-0,210 (0,058)***
Adultos	0,718 (0,410)*	0,762 (0,421)*	0,762 (0,420)*	1,636 (0,443)***	1,763 (0,442)***	1,759 (0,442)***
Divórcio	0,168 (0,570)	0,162 (0,583)	0,157 (0,569)	-0,504 (0,557)	-0,610 (0,542)	-0,550 (0,554)
HorasTB	0,056 (0,111)	0,048 (0,110)	0,048 (0,111)	0,153 (0,157)	0,136 (0,156)	0,132 (0,157)
Estudo	0,011 (0,075)	0,001 (0,075)	0,001 (0,074)	0,022 (0,079)	0,001 (0,079)	0,001 (0,079)
DummyPop	-0,026 (0,025)	-0,025 (0,025)	-0,025 (0,025)	-0,038 (0,019)**	-0,038 (0,019)**	-0,038 (0,019)**
SuperávitPC	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Agências100	0,049 (0,017)***	0,052 (0,017)***	0,052 (0,017)***	0,026 (0,015)*	0,032 (0,015)**	0,032 (0,015)**
Densidade	0,095 (0,013)***	0,094 (0,013)***	0,094 (0,013)***	0,095 (0,007)***	0,093 (0,007)***	0,092 (0,007)***
RiquezaPD	0,722 (2,601)	0,478 (2,566)	0,479 (2,569)	3,151 (1,860)*	2,562 (1,862)	2,558 (1,863)
RiquezaPD <sup>2</sup>	0,048 (0,684)	0,116 (0,674)	0,115 (0,675)	-0,576 (0,497)	-0,418 (0,498)	-0,415 (0,498)
LinhaPob	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Constante	-3,534 (3,835)	-3,379 (3,748)	-3,382 (3,763)	-2,592 (2,073)	-2,226 (2,064)	-2,193 (2,067)
Observações	567	567	567	567	567	567
R <sup>2</sup>	0,81	0,82	0,82	0,82	0,82	0,82
Teste de Breusch-Pagan (p-valor)	0,04	0,05	0,05	0,75	0,79	0,81

Desvios padrões robustos entre parênteses em (1) e (2).  
\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

<sup>52</sup> O total do capital residencial em um município é definido como o somatório, para todas

Uma vez encontrado o mesmo padrão obtido nos resultados MQO anteriores, acreditamos que esta subseção responde em parte a crítica de que o efeito positivo dos crimes contra o patrimônio decorre de uma substituição entre formas diferentes de poupança e não de um aumento legítimo.

Como a mensuração do capital residencial per capita é baseada no valor do aluguel, esta varia no tempo dependendo da existência e da magnitude de eventuais choques de oferta e de demanda por imóveis. Portanto, a variabilidade do aluguel é uma função dos deslocamentos nas curvas de oferta e de demanda, assim como nas suas respectivas elasticidades.

Conjecturamos que a densidade demográfica, uma vez que desloca a demanda por moradia, afeta diretamente a variabilidade do aluguel. Como em ambas as estimações por MQO, apesar dos desvios padrões serem robustos à heterocedasticidade, a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos é rejeitada a 5% pelo teste de Breusch-Pagan, optamos por modelar a variância utilizando informações sobre a densidade populacional.

Estimamos uma série de regressões por mínimos quadrados generalizados (MQG) em que a variância é uma função da densidade populacional. Optamos pelo modelo que maximizou o p-valor para o teste de Breusch-Pagan, ou seja, o que gerou uma maior probabilidade de solução para a heterocedasticidade.

As colunas (3) e (4) da Tabela 18 apresenta as estimações MQG, utilizando a seguinte modelagem para a variância:

$$\text{VAR}(\varepsilon_i | \text{Densidade}_i) = \sigma^2 / \text{Densidade}_i^2,$$

onde  $\sigma$  é o desvio padrão e Densidade é o logaritmo da densidade demográfica.

O modelo impõe que cidades com maiores densidades demográficas possuem uma menor variância do erro. Como a oferta de residências é inelástica no curto prazo, imaginamos que em cidades com alta densidade, o estoque de residências é maior e o mercado é mais líquido. Conseqüentemente, nestes

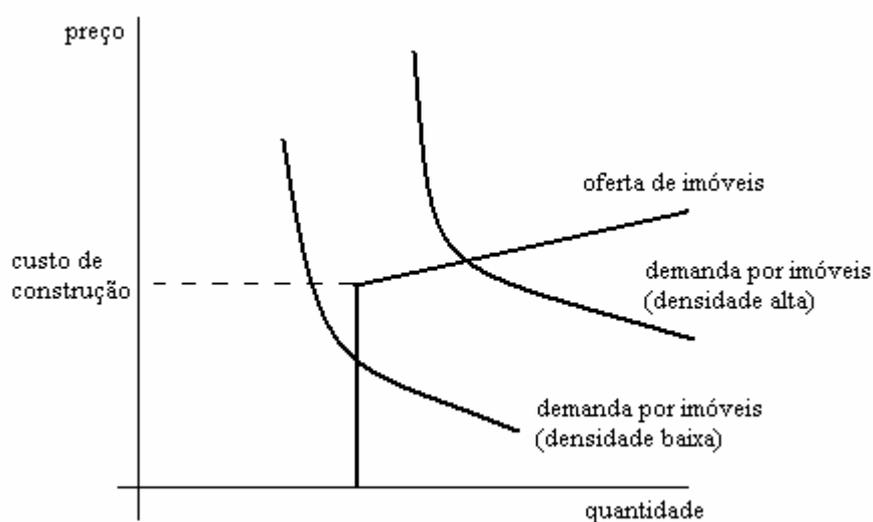
---

as residências, do fluxo perpétuo do aluguel descontado a 0.75% por mês.

lugares, choques de demandas teriam um menor impacto no aluguel, gerando uma menor variância.

Uma outra possível história que corroboraria tal forma funcional está em Glaeser & Gyourko (2005). Neste artigo, os autores derivam uma curva de oferta de imóveis de longo prazo (ver figura 6) bastante elástica quando o preço está acima do custo de construção, e inelástica caso contrário. Note que quanto maior densidade, mais à direita está a curva de demanda, portanto, maior a probabilidade de que o equilíbrio esteja na parte mais elástica da curva de oferta. Neste caso, choques de demanda gerariam uma menor variância no preço dos imóveis.

Figura 6 – Oferta de longo prazo e demanda por imóveis



Com este modelo para a variância, a hipótese nula de homocedasticidade não é mais rejeitada, ao passo que reforçamos o resultado inicial de que o crime contra o patrimônio tem um efeito maior e mais significativo que o crime doloso contra a pessoa.

Por fim, cabe ressaltar, que todos os modelos testados, que tiveram um p-valor alto (acima de 0,30) no teste de Breusch-Pagan, geraram resultados que corroboram com os obtidos inicialmente.