

4

Imperfeições no mercado de crédito, amplificação de choques e volatilidade macroeconômica: uma investigação empírica

4.1

Introdução

Qual é a relação entre imperfeições no mercado de crédito e volatilidade macroeconômica? Fricções mais significativas no mercado de crédito amplificam os efeitos de choques na economia, levando a uma maior volatilidade no crescimento do produto?

Do ponto de vista teórico, essas são questões em aberto, conforme discutido no capítulo anterior. De acordo com os trabalhos desenvolvidos na linha do ‘acelerador financeiro’ de Bernanke et al. (1996, 1999), quanto maior o nível de imperfeições no mercado de crédito, maior deve ser o impacto de choques que afetem a saúde financeira das firmas sobre as condições de acesso a novos créditos e, portanto, maior deve ser o grau de amplificação dos choques iniciais – isto é, maior deve ser a ‘potência do acelerador financeiro’.¹ Logo, dadas as variâncias dos choques e os valores dos parâmetros estruturais da economia,² a volatilidade macroeconômica deve ser mais elevada em países caracterizados por mercados de crédito ‘mais imperfeitos’. Caballero e Krishnamurthy (2001) chegam a conclusão semelhante no contexto de um modelo no qual as fricções financeiras criam um desincentivo à acumulação de colateral pelas firmas, o que acaba agravando o impacto recessivo de choques externos adversos.

Outros trabalhos, porém, apresentam modelos nos quais o aumento do grau de imperfeições no mercado de crédito não está necessariamente associado à maior amplificação dos choques econômicos. Nos modelos de Bacchetta e Caminal (2000) e Beck et al. (2006) as fricções financeiras

¹Essa visão aparece apenas implicitamente na maior parte desses trabalhos, mas é apresentada de forma explícita, por exemplo, por Gilchrist et al. (2004).

²Inclusive, conforme ressaltado no Capítulo 3, os valores dos parâmetros que regem a condução da política econômica – em especial, da política monetária.

podem amplificar ou *atenuar* os efeitos de choques econômicos, dependendo do tipo de choque em questão (real ou monetário). Por sua vez, as análises em Aghion et al. (1999) e Aghion et al. (2004) sugerem que a potência do acelerador financeiro e a volatilidade macroeconômica aumentam com o grau de imperfeições no mercado de crédito até um ‘nível crítico de imperfeição’, a partir do qual começam a *cair*. A intuição para esse resultado é simples: para níveis muito baixos de imperfeições financeiras, a maioria das firmas não está sujeita a restrições de crédito, de modo que o mecanismo tradicional do acelerador financeiro, que opera via choques nas receitas das firmas, é irrelevante; e, para níveis elevados de imperfeições, o acesso a crédito é tão restrito que as firmas tem pouca capacidade de responder aos choques, causando reduzido impacto no nível de atividade agregado. Logo, os efeitos dos choques tendem a ser maiores para níveis intermediários de imperfeições. Carranza e Galdón-Sánchez (2002) obtêm resultado semelhante a partir de um modelo caracterizado, sob níveis intermediários de fricções financeiras, por equilíbrios múltiplos – o que torna a economia mais volátil do que nos casos em que o mercado de crédito é perfeito (ausência de fricções) ou inexistente (fricções tendendo a infinito). Por fim, cabe destacar o modelo desenvolvido no Capítulo 3 desta tese, que estende o modelo de Bernanke et al. (1999) para o caso em que dois tipos de imperfeições estão presentes no mercado de crédito; além dos custos de verificação de estado presentes na análise original de Bernanke et al. – que podem ser interpretados como custos judiciais na recuperação de empréstimos inadimplidos –, incorpora-se a existência de falhas no sistema jurídico-legal que favorecem os devedores em detrimento dos credores. A conclusão, como visto anteriormente, é que a potência do acelerador financeiro na amplificação de choques monetários pode aumentar ou diminuir com as fricções do mercado de crédito, dependendo do nível inicial e do tipo de imperfeição considerada; mais especificamente, a potência do acelerador financeiro aumenta a taxas decrescentes com as imperfeições, podendo convergir para um nível máximo (no caso de custos judiciais de cumprimento de contratos), ou passar a cair após atingir um ponto crítico (no caso de fricções associadas ao que Arida et al. (2005) definem como ‘incerteza jurisdicional’, cuja principal característica seria a existência de um ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal). Em ambos os casos, estaria em operação um mecanismo análogo ao exposto em Aghion et al. (2004).

Podem-se identificar, portanto, pelo menos quatro hipóteses teóricas acerca da relação entre fricções no mercado de crédito e volatilidade macroe-

conômica. Definindo

$$V^y = f(\tau)$$

onde V^y é a volatilidade no crescimento do produto e τ mede o grau de imperfeições no mercado de crédito, tem-se:

- Hipótese (A): $f'(\tau) > 0$ para todo τ .
- Hipótese (B): $f'(\tau) \gtrless 0$ para todo τ – sendo o sinal dependente do tipo de choque predominante na economia (real/monetário).
- Hipótese (C): $f'(\tau) \gtrless 0$ para $\tau \gtrless \tau^*$.
- Hipótese (D): $f'(\tau_c) \geq 0$, $f''(\tau_c) \leq 0$ para todo τ_c ; e $f'(\tau_j) \gtrless 0$ para $\tau_j \gtrless \tau_j^*$ – onde τ_c e τ_j representam diferentes tipos de imperfeição (associados, respectivamente, a custos judiciais no cumprimento de contratos e ao ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal).

As hipóteses (A), (B) e (C) acima estão associadas às hipóteses correspondentes discutidas na Introdução do capítulo anterior, ao passo que a hipótese (D) resume as implicações do modelo teórico daquele capítulo para a relação entre fricções no mercado de crédito e volatilidade macroeconômica. Não custa repetir que essas implicações derivam dos resultados do capítulo anterior pelo fato de que, dadas as variâncias dos choques e os valores dos parâmetros estruturais da economia, inclusive dos parâmetros da regra de política das autoridades monetárias, um acelerador financeiro mais potente deve implicar maiores níveis de volatilidade macroeconômica.

A relação entre fricções no mercado de crédito e volatilidade macroeconômica é, assim, uma questão empírica. Até o momento, porém, a literatura empírica aborda o tema de forma indireta ou incompleta, não fornecendo evidências convincentes em favor de qualquer uma das hipóteses teóricas acima. De um lado, diversos estudos buscam identificar, a partir de amostras de países em corte transversal ou em painel, o sinal da relação entre a volatilidade da taxa de crescimento do PIB e alguma medida de ‘desenvolvimento financeiro’ – em geral, a relação entre o montante total de crédito ao setor privado, ou de crédito bancário, e o PIB. De acordo com alguns desses trabalhos, maiores níveis de desenvolvimento financeiro estão associados à menor volatilidade do crescimento, seja diretamente (Hausman e Gavin, 1996; Denizet et al., 2002; Buch e Pierdzioch, 2003) ou através da interação com uma medida de magnitude dos choques monetários (Lensink e Scholtens, 2004). Na medida em que os indicadores de desenvolvimento financeiro utilizados possam ser interpretados como *proxies* para o inverso do grau de imperfeição dos mercados de crédito, tais resultados sugerem

que países com fricções financeiras mais significativas tendem a ser mais voláteis, e que provavelmente isso ocorre devido à amplificação de choques macroeconômicos – dando suporte, portanto, à hipótese (A). Outros trabalhos, porém, obtêm resultados compatíveis com as hipóteses alternativas: segundo Beck et al. (2006), o desenvolvimento financeiro amplifica choques monetários e atenua choques reais, enquanto que Easterly et al. (2000) estimam uma curva em forma de ‘U’ para a relação entre volatilidade e desenvolvimento financeiro: a volatilidade cairia com a razão crédito/PIB até um nível crítico dessa variável, a partir do qual começaria a aumentar. Interpretando, uma vez mais, aumentos na razão crédito/PIB como reduções no nível de fricções financeiras, os resultados de Beck et al. (2006) são compatíveis com a hipótese (B), ao passo que os resultados de Easterly et al. (2000) parecem confirmar a existência de uma relação não-monotônica entre fricções financeiras e volatilidade, em conformidade com as hipóteses (C) e (D).

Diante dessa multiplicidade de resultados, pode-se argumentar em favor de qualquer uma das hipóteses sob análise, com base nas diferentes especificações empíricas, métodos econométricos e dados usados em cada estudo. Entretanto, o principal problema de se tentar inferir a natureza da relação entre volatilidade macroeconômica e imperfeições financeiras a partir desse subconjunto da literatura é outro: tendo em vista que a razão crédito/PIB e demais indicadores de desenvolvimento financeiro utilizados são sensíveis a vários outros condicionantes, além das fricções financeiras, interpretar as variações nesses indicadores como variações (em sentido contrário) no grau de imperfeições dos mercados de crédito não é necessariamente correto. Para uma análise mais adequada da interação entre fricções financeiras e volatilidade, seria desejável o uso de melhores *proxies* para o nível de imperfeições no mercado de crédito.

É o que fazem alguns estudos que testam diretamente a significância de indicadores de ‘desenvolvimento institucional’ ou ‘ambiente jurídico-legal’ na explicação da volatilidade da taxa de crescimento do PIB, a partir de amostras de países em corte transversal (Acemoglu et al., 2003; Bekaert et al., 2006³). Alguns desses indicadores, tais como os índices de eficiência jurídica e de direitos legais dos credores desenvolvidos por La Porta et al. (1998), medem de forma razoável algumas das principais fricções

³Estudos correlatos são apresentados por Galindo e Micco (2001), que analisam a relação entre o grau de proteção legal aos credores e a volatilidade dos ‘ciclos de crédito’, e Johnson et al. (2000), que investigam o papel de fatores institucionais na explicação da magnitude da desvalorização real do câmbio ocorrida nos países emergentes afetados pela crise asiática de 1997-98.

características da interação entre emprestadores e tomadores de recursos, fornecendo *proxies* razoáveis para o nível de imperfeições dos mercados de crédito – ou, pelo menos, um bom ponto de partida para a construção de um indicador adequado.⁴ De acordo com os resultados obtidos nesses trabalhos, o efeito da eficiência e segurança jurídica sobre a volatilidade parece ser pouco significativo do ponto de vista estatístico e econômico. Isso contradiz a hipótese (A), mas parece compatível com as demais hipóteses – que, sob certas circunstâncias, prevêem um coeficiente angular nulo para a regressão linear da volatilidade do PIB no grau de imperfeição do mercado de crédito (ou no seu inverso).⁵ A investigação adequada dessas hipóteses requereria, contudo, um tratamento mais cuidadoso dos dados – particularmente no que se refere ao índice de fricções financeiras, que não pode limitar-se a uma medida *de jure* – e um modelo empírico mais geral do que aqueles usados nos trabalhos citados – que permita, em particular, captar possíveis não linearidades na relação entre fricções financeiras e volatilidade.

O objetivo do presente capítulo é contribuir para esse debate, proporcionando novas evidências empíricas acerca da relação entre imperfeições no mercado de crédito, amplificação de choques e volatilidade macroeconômica. Em termos mais específicos, busca-se testar as principais implicações do modelo desenvolvido no Capítulo 3, sumarizadas pela hipótese (D) acima, segundo a qual a volatilidade macroeconômica deve aumentar (a taxas decrescentes) com imperfeições associadas aos custos de cumprimento de contratos de dívida, mas variar não-monotonicamente com o ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal.

Cabe notar que, apesar do foco da análise ser na relação entre imperfeições do mercado de crédito e volatilidade macroeconômica, o estudo tem escopo mais amplo, contribuindo para uma literatura relativamente recente que busca entender as interrelações entre instituições e desempenho econômico. Essa literatura, exemplificada por trabalhos como Levine (1997), La Porta et al. (1998, 1999), Acemoglu et al. (2002), Djankov et al. (2005), Pinheiro (2001), Araújo e Funchal (2004) e Arida et al. (2005), tem se preocupado primordialmente com as implicações das características

⁴Conforme argumentado mais adiante, alguns dos índices de La Porta et al. (1998) são apenas medidas *de jure*, sendo necessário suplementá-los com indicadores do grau de respeito às leis em cada país.

⁵De acordo com a hipótese (B), por exemplo, o aumento das imperfeições financeiras teria efeito nulo sobre o nível de volatilidade macroeconômica caso a importância relativa dos choques monetários e dos choques reais na economia fosse semelhante. Sob as hipóteses (C) e (D), a correlação simples entre imperfeições do mercado de crédito e volatilidade econômica poderia ser próxima de zero, caso o ponto de reversão da relação entre essas variáveis estivesse situado em um nível intermediário de imperfeição.

institucionais de cada país sobre seu potencial de crescimento no longo prazo, sendo relativamente raros os estudos que analisem explicitamente o papel das instituições sobre a volatilidade – exceção feita, evidentemente, para os trabalhos citados anteriormente. O trabalho contribui, portanto, para o melhor entendimento de um tópico de pesquisa importante, mas relativamente inexplorado até o momento.

A análise baseia-se em um painel de dados sócio-econômicos para 62 países no período 1981-1998, dividido em três subperíodos (1981-86, 1987-92 e 1993-98). Especifica-se um modelo empírico que explica o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB de cada país da amostra em função de variáveis macroeconômicas comumente utilizadas em estudos afins⁶ – tais como a volatilidade dos termos de troca e o grau de abertura comercial do país –, bem como de indicadores dos dois tipos de imperfeições financeiras a serem analisadas, referentes ao ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal e aos custos de cumprimento de contratos de dívida, construídos com base em dados de Djankov et al. (2005) e da pesquisa ‘Doing Business in 2005’, do Banco Mundial. O modelo empírico inclui termos de interação entre esses indicadores de imperfeição, em nível e elevados ao quadrado, e uma medida de volatilidade dos choques monetários na economia, permitindo captar, se for o caso, um efeito não-monotônico das fricções financeiras sobre o grau de amplificação desses choques. Procura-se, assim, superar as deficiências da literatura discutida acima – de um lado, através do uso de indicadores mais adequados das imperfeições financeiras de interesse; de outro lado, pela especificação de um modelo empírico capaz de captar possíveis não linearidades na relação entre tais imperfeições e o nível de volatilidade macroeconômica.

A metodologia econométrica procura atentar para dois problemas cruciais na estimação da equação de interesse, a existência de efeitos não-observados invariantes no tempo e a endogeneidade de algumas variáveis explicativas – em particular, da volatilidade monetária –, através da especificação do modelo em primeira diferença e da busca de instrumentos adequados para os regressores endógenos na equação transformada.⁷ A seleção de ‘bons’ instrumentos é sempre uma tarefa complicada, de modo que especial atenção é dada a essa questão, através da realização de diversos testes

⁶Além dos estudos citados anteriormente, que abordam a relação entre volatilidade macroeconômica e nível de desenvolvimento financeiro/instituições, cabe destacar trabalhos que investigam outros determinantes da volatilidade, tais como Mendoza (1995), Kose (2002), Razin et al. (2003), Broda (2004) e Cavallo (2006).

⁷Segue-se, assim, o procedimento recomendado por Wooldridge (2002, seção 11.1), dentre outros, para a estimação de modelos com efeitos não-observados e regressores não-estritamente exógenos.

da validade e relevância dos instrumentos adotados. Em geral, os resultados desses testes apontam para a adequação dos instrumentos selecionados, mas há indícios de problemas associados a ‘instrumentos fracos’ em algumas das regressões realizadas – cujos resultados devem, assim, ser encarados com certa cautela. Dada a suspeita de erros heterocedásticos, o modelo é estimado também pelo método generalizado dos momentos (GMM). Cabe notar que, dada a estrutura dos dados em painel e a inclusão no modelo de regressores gerados pela interação entre uma variável endógena (a volatilidade monetária) e variáveis exógenas (o indicador de fricções financeiras em nível e ao quadrado), a análise parte de uma lista de ‘instrumentos internos’ potencialmente válidos, que inclui as defasagens dos regressores endógenos datadas de $t - 2$, além de vários termos de interação entre o indicador de imperfeições (em nível e ao quadrado) e os demais regressores exógenos.

De acordo com os resultados obtidos, o efeito de choques monetários (captados por variações na taxa de juros real) sobre a volatilidade da taxa de crescimento do PIB parece ser amplificado pelos custos de cumprimento de contratos, mas somente aumenta com o ‘viés anticredor’ até um nível crítico, a partir do qual começa a cair. Tais resultados são consistentes com o modelo apresentado no Capítulo 3, segundo o qual a potência do acelerador financeiro na amplificação de choques monetários – e, *ceteris paribus*, a volatilidade macroeconômica – deve aumentar ou manter-se relativamente constante diante de elevações no custo de cumprimento de contratos, mas varia de forma não-monotônica com o ‘viés anticredor’. Essa conclusão é robusta às diferentes especificações das variáveis de controle e métodos de estimação usados.

Este capítulo inclui três seções, além desta introdução. A Seção 4.2 descreve a metodologia econométrica e os dados utilizados, a Seção 4.3 apresenta e discute os resultados obtidos e a Seção 4.4 tece as considerações finais.

4.2

Metodologia Econométrica e Dados

4.2.1

Modelo empírico e hipóteses de interesse

O ponto de partida da análise é o seguinte modelo empírico:

$$V_{it}^y = \beta_1 V_{it}^s + \beta_2 V_{it}^s \tau_i + \beta_3 V_{it}^s \tau_i^2 + \boldsymbol{\delta}' \mathbf{x}_{it} + \xi_i + u_{it} \quad (4-1)$$

onde V_{it}^y é a volatilidade da taxa de crescimento do PIB per capita do país i no período t , V_{it}^s é a volatilidade dos choques monetários na economia, τ_i é um indicador de imperfeições no mercado de crédito (supostas constantes no tempo), $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor de variáveis de controle (que pode incluir variáveis constantes no tempo ou entre países), ξ_i é um efeito não-observado (invariante no tempo) e u_{it} é um distúrbio idiossincrático.

Nesse modelo, o efeito da volatilidade dos choques monetários sobre a volatilidade do crescimento é uma função das imperfeições no mercado de crédito:

$$\frac{\partial V_{it}^y}{\partial V_{it}^s} = \lambda(\tau_i) = \beta_1 + \beta_2 \tau_i + \beta_3 \tau_i^2 \quad (4-2)$$

onde, evidentemente:

$$\lambda'(\tau_i) = \beta_2 + 2\beta_3 \tau_i \quad (4-3)$$

Logo, o aumento do grau de imperfeições financeiras pode amplificar ou atenuar o efeito dos choques monetários sobre o produto, dependendo do valor dos parâmetros β_2 e β_3 e do nível de imperfeições τ_i : (i) se $\beta_2, \beta_3 \geq 0$, não sendo ambos nulos, as imperfeições sempre amplificam os choques monetários ($\lambda'(\tau_i) > 0$); (ii) se $\beta_2, \beta_3 \leq 0$, não sendo ambos nulos, as imperfeições sempre atenuam os choques monetários ($\lambda'(\tau_i) < 0$); (iii) se $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$, o aumento das imperfeições até o nível $\tau^* = -\frac{\beta_2}{2\beta_3}$ amplifica os choques monetários, e a partir desse ponto atenua os choques; (iv) se $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, o aumento das imperfeições até o nível $\tau^* = -\frac{\beta_2}{2\beta_3}$ atenua os choques monetários, e a partir desse ponto amplifica os choques.

É possível, assim, identificar as configurações de valores para os parâmetros β_2 e β_3 compatíveis com as hipóteses (A)-(D) discutidas na introdução. Em particular, a hipótese (D) baseada no modelo do Capítulo 3 seria compatível com as seguintes configurações de parâmetros:

i. Para imperfeições associadas a custos judiciais no cumprimento de contratos de dívida:

- $\beta_2 > 0, \beta_3 = 0$: a amplificação de choques aumenta monotonicamente com as imperfeições;
- $\beta_2 > 0, \beta_3 < 0, -\frac{\beta_2}{2\beta_3} > 1$: a amplificação de choques aumenta monotonicamente, mas a taxas decrescentes, com as imperfeições financeiras no intervalo de valores possíveis para o grau de imperfeições ($0 < \tau < 1$) – note que, apesar da forma quadrática implicar a existência de um ponto de máximo, esse ponto (dado por $\tau^* = -\frac{\beta_2}{2\beta_3}$) estaria fora do intervalo relevante.

ii. Para imperfeições associadas ao ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal:

- $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, $-\frac{\beta_2}{2\beta_3} < 1$: a amplificação de choques aumenta com as imperfeições até o nível $\tau^* = -\frac{\beta_2}{2\beta_3}$, a partir do qual passa a cair.

O objetivo da análise econométrica a seguir será verificar a validade dessas configurações de parâmetros para uma amostra de países – e, por conseguinte, avaliar a compatibilidade do modelo desenvolvido no Capítulo 3 com os dados.

Cabe destacar que a validação das hipóteses de interesse requer não apenas que os sinais dos parâmetros β_2 e β_3 satisfaçam certas restrições, mas também que, no caso das fricções associadas ao ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal, o ponto de reversão na relação entre volatilidade macroeconômica e imperfeições financeiras esteja realmente dentro do intervalo de valores possíveis para o grau de imperfeições. Esse requisito será investigado formalmente através da construção de um intervalo de confiança para o ponto de reversão, com base no método de Fieller (1932, 1954).⁸

4.2.2

Metodologia econométrica

A estimação do modelo (4-1) requer que algumas dificuldades potenciais sejam abordadas adequadamente. Em especial, é provável que os fatores não-observados ξ_i e u_{it} possuam correlação significativa com as variáveis explicativas da equação: de um lado, como em qualquer investigação envolvendo amostras de países, o modelo provavelmente omite importantes fatores idiossincráticos constantes no tempo correlacionados com os regressores – de modo que $E(\xi_i|V_{it}^s, \mathbf{x}_{it}) \neq 0$; de outro lado, é razoável imaginar que um subvetor $\mathbf{w}_{it}$ das variáveis explicativas, em especial a volatilidade das variáveis monetárias, seja parcialmente determinado pela variável dependente no contexto de um modelo de equações simultâneas e/ou medido com erro – implicando, em ambos os casos, que $E(u_{it}|V_{it}^s, \mathbf{x}_{it}) \neq 0$. A fim de lidar com tais questões, segue-se o procedimento recomendado por Wooldridge (2002, seção 11.1), dentre outros, para a estimação de modelos

⁸A respeito do método de Fieller, que permite calcular intervalos de confiança para razões de parâmetros, e sua aplicação no contexto de modelos de regressão, ver Zerbe (1978) e Hirschberg e Lye (2005). Outra possibilidade para a construção de um intervalo de confiança para o ponto de reversão seria o uso do ‘método delta’. Entretanto, alguns estudos de Monte Carlo indicam a maior confiabilidade do método de Fieller; ver Plassmann e Khanna (2003) e Hirschberg e Lye (2005).

com efeitos não-observados e regressores não-estritamente exógenos: inicialmente, o modelo é especificado em primeira diferença, de modo a eliminar o efeito individual ξ_i :⁹

$$\Delta V_{it}^y = \beta_1 \Delta V_{it}^s + \beta_2 \Delta V_{it}^s \tau_i + \beta_3 \Delta V_{it}^s \tau_i^2 + \boldsymbol{\delta}' \Delta \mathbf{x}_{it} + e_{it} \quad (4-4)$$

onde Δ é o operador de diferença e $e_{it} = \Delta u_{it}$; em seguida, procede-se à busca de instrumentos adequados para os regressores endógenos e/ou medidos com erro na equação transformada (4-4) – isto é, de um vetor de variáveis $\mathbf{z}_{it}$ que não sejam correlacionadas com o erro dessa equação ($E(\mathbf{z}_{it}e_{it}) = \mathbf{0}$) mas possuam correlação significativa com os regressores endógenos e/ou medidos com erro ($E(\mathbf{z}_{it}\mathbf{w}'_{it}) \neq \mathbf{0}$).¹⁰ Note-se que a endogeneidade dos regressores ‘suspeitos’ é verificada formalmente através da aplicação dos testes de Durbin-Wu-Hausman e/ou de Newey-Eichenbaum-Hansen-Singleton (que, seguindo Hayashi (2000), denominaremos ‘estatística C’).¹¹

A seleção de ‘bons’ instrumentos é sempre uma tarefa complicada, de modo que especial atenção é dada a essa questão. O primeiro passo consiste em formular uma lista de variáveis potencialmente válidas como instrumentos – isto é, variáveis potencialmente correlacionadas com os regressores mas não-correlacionadas com o erro. Seguindo Wooldridge (2002) e a literatura sobre modelos dinâmicos de dados em painel baseada em Arellano e Bond (1991), um primeiro conjunto de possíveis instrumentos para o modelo (4-4) é dado pelas defasagens dos regressores endógenos em nível, a partir do período $t - 2$ – isto é, $\mathbf{w}_{i,t-2}$, que deve ser correlacionado com $\Delta \mathbf{w}_{it}$ e deve proporcionar instrumentos válidos sob a condição $E(u_{it}\mathbf{w}_{is}) = \mathbf{0}$ para $s < t$. Cabe notar que essa condição implica que os regressores endógenos só podem ter um efeito contemporâneo sobre o nível de volatilidade macroeconômica.

No caso da volatilidade monetária, V_{it}^s , revelar-se endógena, estaria caracterizada uma situação em que V_{it}^y e V_{it}^s seriam determinadas a partir de um modelo de equações simultâneas ‘linear nos parâmetros, mas não-linear nas variáveis’, dada a presença dos termos de interação entre a

⁹Uma abordagem alternativa para lidar com o efeito individual ξ_i seria, evidentemente, a estimação com efeitos fixos; mas, como nota Wooldridge (2002), a especificação em primeira diferença apresenta a vantagem de permitir, sob certas condições, o uso dos regressores endógenos defasados como instrumentos na equação transformada – o que não é possível sob a transformação de efeitos fixos.

¹⁰Cabe ressaltar que, nesse contexto, o problema de erro de medida só é relevante na medida em que se trate de erros temporários, pois quaisquer erros de natureza permanente estariam incluídos no efeito não-observado ξ_i e, portanto, seriam eliminados pela transformação de primeira diferença.

¹¹O teste de Durbin, Wu e Hausman é descrito, *inter alia*, em Nakamura e Nakamura (1981) e Wooldridge (2002). A respeito do teste desenvolvido por Newey (1985) e Eichenbaum et al. (1985), ver Hayashi (2000, p.220) e Baum et al. (2003).

variável endógena V_{it}^s e as variáveis exógenas τ_i e τ_i^2 . Nesse contexto, analisado originalmente por Fisher (1966, cap.5) e Kelejian (1971), seriam instrumentos válidos os termos de interação entre τ_i (em nível e elevado ao quadrado) e os demais regressores exógenos, bem como outras funções não-lineares dessas variáveis.¹² Note-se que o fato de τ_i ser constante no tempo simplifica consideravelmente a definição dos possíveis instrumentos para a estimação da equação (4-4), dado que facilita a separação entre a variável endógena ΔV_{it}^s e a variável exógena com a qual esta interage, τ_i . Além desses ‘instrumentos internos’, valem as considerações usuais na seleção de possíveis instrumentos adicionais; em particular, acredita-se que a volatilidade da taxa de juros real esteja medida com erro, e que este erro esteja correlacionado com o nível de inflação em cada país, de modo que a instrumentação da volatilidade monetária poderia fazer uso da taxa de inflação.

Definida a lista de instrumentos potenciais, procede-se à realização de diversos testes de sua validade e relevância.¹³ Algumas variáveis são excluídas da lista de instrumentos através da aplicação do método de Hall e Peixe (2000), que testa se determinado conjunto de instrumentos pode ser considerado ‘redundante’ – ou seja, se a sua exclusão não causa o aumento da variância assintótica do estimador. Para as especificações finais, apresentam-se os resultados do teste de sobre-identificação de Sargan (1958) e Hansen (1982), cuja hipótese nula é a ausência de correlação entre os instrumentos e o erro, e dos testes de razão de verossimilhança para correlação canônica de Anderson e qui-quadrado de Cragg-Donald, que testam a identificação da equação de interesse – sendo que, sob a hipótese nula, o modelo não é identificado, isto é, os instrumentos não apresentam correlação com os regressores endógenos. Além disso, apresentam-se algumas estatísticas referentes às regressões do primeiro estágio, visando verificar a possibilidade dos instrumentos serem ‘fracos’, isto é, de apresentarem baixa correlação com as variáveis endógenas: a estatística-F do ‘mínimo autovalor’ de Cragg-Donald (1993), o ‘ R^2 parcial’ de Shea (1997) e as estatísticas-F de exclusão dos instrumentos das regressões do primeiro estágio. Isso é importante, pois, conforme destacado por vários autores, a existência de correlação não-nula, mas baixa, entre os instrumentos e os regressores

¹²Fisher (1966) e Kelejian (1971) analisam o caso geral de modelos sujeitos a não-linearidades arbitrárias; para uma análise do caso particular em que a não-linearidade está associada à interação entre uma variável endógena e uma variável exógena, como a que se verifica aqui, ver a discussão em Wooldridge (2003, p.57-59).

¹³Para uma discussão sintética da maioria desses testes, ver Baum et al. (2003).

endógenos pode comprometer a confiabilidade dos resultados.¹⁴

Na presença de instrumentos fracos, possíveis soluções para a realização de inferências válidas são dadas pela estatística de Anderson e Rubin (1949), pela estatística ‘K’ de Kleibergen (2002) e pela ‘razão de verossimilhança condicional’ (CLR, na sigla em inglês) de Moreira (2003) e Andrews et al. (2006). No caso de um único regressor endógeno, os dois últimos testes apresentam propriedades superiores ao teste mais simples de Anderson-Rubin.¹⁵ Entretanto, conforme nota Nichols (2006), quando o modelo estrutural inclui múltiplos regressores endógenos em relação aos quais haja interesse em testar hipóteses, a única alternativa parece ser, por enquanto, a estatística de Anderson-Rubin. Logo, havendo indícios de baixa correlação entre os instrumentos e os regressores endógenos, procede-se, a partir da inversão do teste de Anderson-Rubin, à construção de regiões de confiança robustas à presença de instrumentos fracos para os parâmetros de interesse, a fim de verificar o grau de confiabilidade dos resultados obtidos.¹⁶

Outra complicação na estimação do modelo de interesse diz respeito à possível presença de heterocedasticidade nos erros. Nesse caso, sabe-se que o método tradicional de variáveis instrumentais (VI) é menos eficiente, em termos assintóticos, do que o ‘método generalizado dos momentos (GMM) em dois passos’.¹⁷ Por outro lado, a estimação por GMM está sujeita a problemas potencialmente graves em pequenas amostras, notadamente no que se refere à tendência a gerar estatísticas de Wald com tamanho significativamente superior ao nível de significância desejado – e, conseqüentemente, a sobre-rejeitar a hipótese nula.¹⁸ Isso significa que, uma vez detectada a presença de heterocedasticidade através de testes apropriados – em particular, pela aplicação dos testes de White-Koenker e de Breusch-Godfrey-Pagan –, não há consenso quanto ao melhor caminho a seguir. Opta-se, portanto, por apresentar os resultados obtidos sob ambos os métodos – VI (com matriz de covariância robusta à heterocedasticidade) e GMM (com a correção para pequenas amostras de Windmeijer (2005)).

Os procedimentos econométricos são realizados por meio das rotinas

¹⁴Ver, por exemplo, Bound et al. (1995), Hall et al. (1996), Staiger e Stock (1997), Stock et al. (2002) e Dufour (2003).

¹⁵Ver Kleibergen (2002) e Andrews et al. (2006).

¹⁶A respeito da construção de regiões de confiança a partir da inversão do teste de Anderson-Rubin, ver, dentre outros, Zivot et al. (1998), Mikusheva e Poi (2001), Mikusheva (2006) e Nichols (2006).

¹⁷Ver, por exemplo, Davidson e MacKinnon (2004, cap.9) e Hayashi (2000, cap.3). Vale notar que, no presente trabalho, opta-se por designar o método generalizado dos momentos por sua sigla em inglês (GMM), dado o uso corrente dessa sigla na literatura acadêmica no Brasil.

¹⁸Ver, por exemplo, Arellano e Bond (1991) e Altonji e Segal (1996).

xtivreg2, xtabond2, ivreg2, ivendog e ivhetttest de Stata, disponíveis na internet, e de rotinas próprias de Matlab.¹⁹

4.2.3 Dados

A análise baseia-se em um painel de dados sócio-econômicos para 62 países observados ao longo do período 1981-1998. Esse intervalo de tempo é dividido em três subperíodos (1981-86, 1987-92 e 1993-98), a fim de permitir, conforme descrito na subseção anterior, a especificação do modelo de interesse sob a transformação de primeira diferença e a instrumentação dos regressores endógenos da equação transformada através das defasagens dessas variáveis em nível, datadas de $t - 2$.

A variável dependente do modelo (4-1) é o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB per capita (VOLPIB), calculado para cada subperíodo da amostra. Trata-se claramente de um período muito curto para a estimação da ‘volatilidade macroeconômica’, mas a alternativa de ampliar a extensão temporal da amostra – e, conseqüentemente, de cada subperíodo – teria duas conseqüências adversas: (i) implicaria a perda de observações referentes a diversos países e/ou variáveis, por falta de dados; e (ii) tornaria menos plausível a hipótese de constância no tempo dos indicadores de imperfeições. De qualquer forma, vale notar que outros estudos empíricos usam períodos com extensão semelhante para o cálculo da volatilidade econômica; ver, por exemplo, Denizer et al. (2002), Beck et al. (2006), Lensink e Scholtens (2004) e Bekaert et al. (2006).²⁰

As principais variáveis explicativas são o desvio-padrão da taxa de juros real (VOLTJ), utilizado como *proxy* para a volatilidade dos choques monetários, e os indicadores de imperfeições do mercado de crédito (τ e μ); conforme explicado na Subseção 4.2.1, as hipóteses de interesse estão associadas aos termos de interação entre essas variáveis. As covariadas incluídas no vetor $\mathbf{x}_{it}$ na especificação básica são a volatilidade dos termos de troca (VOLTT), a volatilidade da taxa de crescimento dos parceiros comerciais (VOLPC), uma tendência temporal (t) e termos de interação entre uma variável *dummy* para países em desenvolvimento (PED) e VOLTT e t ; especificações alternativas incluem também o grau de abertura comercial,

¹⁹As rotinas de Stata foram desenvolvidas por Roodman (2005) e Baum et al. (2003) .

²⁰Beck et al. (2006) calculam o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB a partir de intervalos de diferentes extensões, dentre os quais um intervalo de 6 anos; Lensink e Scholtens (2004) e Bekaert et al. (2006) usam períodos de 5 anos; e Denizer et al. (2002) trabalham com períodos de 6 e 9 anos – considerando este último ‘um período de tempo relativamente longo’ (p.9).

medido pela razão entre a soma das importações e exportações e o PIB (ABCOM) – sozinho e interagindo com a *dummy* PED – e a razão crédito bancário/PIB (CBANC) ou crédito total ao setor privado/PIB (CPRIV). A motivação para o uso de VOLTT e ABCOM como variáveis de controle, bem como de suas respectivas interações com a *dummy* PED, pode ser encontrada em diversos trabalhos teóricos e empíricos, que enfatizam os efeitos dos termos de troca e do grau de abertura sobre a volatilidade macroeconômica e ressaltam a possibilidade de tais efeitos serem mais pronunciados em países em desenvolvimento.²¹ A variável VOLPC é usada como uma *proxy* adicional para a volatilidade dos choques externos, que poderiam não estar captados adequadamente por VOLTT. A inclusão da tendência temporal, sozinha e interagindo com PED, objetiva captar mudanças globais, ou específicas a países em desenvolvimento, no nível médio de volatilidade entre os subperíodos amostrais. Por fim, o uso de CBANC ou CPRIV como regressor visa captar o fato de que, independentemente do nível de imperfeições no mercado de crédito, o tamanho relativo do setor bancário (ou do setor financeiro como um todo) deve afetar o nível médio de volatilidade observado em determinado país.

Vale notar que o uso da variável VOLTJ como *proxy* para a volatilidade dos choques monetários é potencialmente problemático, dado que a evolução da taxa de juros real deve refletir tanto os choques monetários quanto os choques reais. Entretanto, supondo que os efeitos dos choques reais externos sobre VOLPIB sejam captados adequadamente pela inclusão de VOLTT e VOLPC na regressão, e que a endogeneidade de VOLTJ em relação a VOLPIB – que deve constituir o principal canal através do qual choques reais domésticos afetam a volatilidade da taxa de juros real – seja ‘resolvida’ na estimação por variáveis instrumentais, o coeficiente da variável VOLTJ na equação acima deve efetivamente representar o efeito *ceteris paribus* da volatilidade dos choques monetários sobre a volatilidade do PIB.

A principal fonte dos dados macroeconômicos é o Banco Mundial, através das bases Global Development Network Growth Database e World Development Indicators. Para uma pequena fração de países, as informações referentes a algumas variáveis foram complementadas com dados do International Financial Statistics, do FMI.

Os indicadores de imperfeições do mercado de crédito são construídos com base em dados de Djankov et al. (2005) e da pesquisa ‘Doing Business in 2005’, do Banco Mundial. A fim de medir o ‘viés anticredor’ do sistema

²¹Ver, por exemplo, Mendoza (1995), Kose (2002), Razin et al. (2003), Broda (2004) e Cavallo (2006).

jurídico-legal de cada país, utiliza-se o ‘índice de direitos legais dos credores’ desenvolvido originalmente por La Porta et al. (1998) – doravante LLSV – e estendido para uma amostra ampla de países por Djankov et al. (2005). Esse índice é calculado a partir da contagem, dentre quatro direitos fundamentais dos credores, do número de direitos garantidos por leis ou regulamentações em cada país, podendo variar entre 0 (baixo grau de proteção legal dos direitos dos credores) e 4 (elevado grau de proteção). Em particular, o índice atribui valor 1 para a presença de leis ou regulamentações que garantam cada um dos seguintes itens: (CR1) existência de restrições para que o devedor dê entrada em um processo de recuperação, tais como a aprovação do credor ou exigência de dividendos mínimos; (CR2) ausência de ‘congelamento de ativos’ (*asset freeze* ou *automatic stay*), de modo que os credores são capazes de executar suas garantias reais imediatamente após a aprovação do processo de recuperação; (CR3) prioridade para os credores com garantia real na distribuição dos ativos de uma firma em processo de falência; (CR4) impedimento para que o devedor retenha a administração de sua propriedade durante o processo de recuperação.²²

Dentre as principais limitações desse índice, destacam-se o número restrito de direitos dos credores considerados e a atribuição de pesos idênticos a estes. Apesar disso, o índice de LLSV tem sido amplamente utilizado na literatura,²³ parecendo constituir a melhor medida de direitos legais dos credores atualmente disponível para uma ampla amostra de países – o que justifica sua adoção no presente trabalho.²⁴

Claramente, porém, o índice proporciona apenas uma medida *de jure* de direitos dos credores, sendo necessário suplementá-lo com algum indicador do grau de respeito às leis em cada país; seguindo o procedimento adotado em outros estudos,²⁵ isso é feito a partir da interação desse índice com o indicador de ‘respeito às leis’ (*rule of law*) do International Country Risk Guide (ICRG), que varia entre 1 e 6 – onde 6 indica elevado grau de cumprimento das leis no país. O indicador de viés anticredor a ser utilizado

²²Para maiores detalhes, ver La Porta et al. (1998).

²³Alguns dos inúmeros trabalhos que usam o índice de LLSV são Cecchetti (1999), Johnson et al. (2000), Padilla e Requejo (2000), Galindo e Micco (2001), Jappelli e Pagano (2002), Acemoglu et al. (2003), Chong et al. (2005), Bekaert et al. (2005), Razin et al. (2006), Khanna et al. (2006) e Li (2007).

²⁴De qualquer forma, na subseção dedicada à análise de robustez dos resultados são estimadas regressões baseadas em reponderações do índice de LLSV, a partir de uma análise de componentes principais e das críticas de Pistor et al. (2000) e Haselmann et al. (2006).

²⁵Ver, por exemplo, Laeven e Majnoni (2005) e Araújo e Funchal (2006).

na análise econométrica a seguir é obtido, portanto, a partir de:

$$\tau_i = 1 - \left(\frac{LEGAL_i}{4} \right) \left(\frac{RLEIS_i}{6} \right) \quad (4-5)$$

onde *LEGAL* é o valor médio do índice de direitos legais dos credores observado no período amostral e *RLEIS* é o índice de respeito às leis do ICRG. O indicador varia, assim, entre 0 e 1, sendo o viés anticredor mínimo (nulo) quando $\tau_i = 0$ e máximo quando $\tau_i = 1$.

Cabe notar que o índice de Djankov et al. (2005) é calculado para todos os anos do período 1978-2002, mas permanece inalterado ao longo desse período para mais de 90 dos países investigados, apresentando alterações mínimas nos raros casos em que varia. Isso significa que trabalhar com um valor médio constante ao longo da amostra não implica perda de informação significativa em relação à opção de levar explicitamente em conta as variações temporais do índice, com a vantagem de, conforme citado anteriormente, simplificar consideravelmente o processo de seleção de instrumentos na estimação do modelo (4-4).

No que se refere ao segundo tipo de imperfeição financeira em foco, relativo aos custos jurídicos na recuperação de empréstimos inadimplidos, a pesquisa ‘Doing Business’ fornece um indicador bastante razoável; trata-se de uma medida do custo médio de cumprimento de um contrato de dívida, em porcentagem do valor devido, observado em cada país. Essa medida, calculada a partir da análise dos procedimentos e regulamentos jurídicos em cada país, bem como de pesquisas com advogados e juízes, procura levar em consideração todos os custos ‘oficiais’ incorridos ao longo do processo judicial, tais como despesas com advogados, taxas e procedimentos administrativos.²⁶ O indicador de ‘custos jurídicos’ a ser utilizado a seguir é dado por:

$$\mu_i = \frac{\log CUSTO_i}{\text{Max}(\log CUSTO_i | i = 1, \dots, n)} \quad (4-6)$$

onde *CUSTO* refere-se ao custo médio de cumprimento de contratos obtido na pesquisa Doing Business. Além de atenuar o efeito de possíveis *outliers*, o uso da transformação logarítmica justifica-se pela idéia de que as fricções

²⁶A medida não inclui, portanto, custos associados à corrupção. Seria provavelmente importante levar em consideração também esses custos; por limitações de dados, porém, opta-se por trabalhar com o índice de custos puramente ‘oficiais’ – note-se que o uso de dados referentes a alguma medida de corrupção em cada país reduziria significativamente a amostra, cujo tamanho já é bastante reduzido. De qualquer forma, na subseção dedicada à análise de robustez dos resultados argumenta-se que os resultados não se alteram em termos qualitativos com a incorporação de uma medida de corrupção associada à ‘percepção de corrupção’ em cada país, fornecida pela Transparency International.

no mercado de crédito devem crescer com CUSTO de forma não linear.²⁷ O indicador é normalizado de modo a variar entre 0 e 1, sendo 1 o nível máximo de custos jurídicos entre os países na amostra.

A principal limitação no uso desse indicador refere-se ao fato do mesmo só estar disponível a partir de janeiro de 2003, de modo que a correspondente estrutura relativa de custos jurídicos pode não ser representativa do período de referência dos demais dados, que termina em 1998. Os resultados a serem apresentados na próxima seção dependem, assim, da hipótese de que a estrutura relativa de custos jurídicos manteve-se aproximadamente constante não apenas durante o período amostral, mas também além deste, até o ano de 2003. Trata-se de uma hipótese bastante forte, mas não totalmente implausível, tendo em vista que os custos jurídicos em questão estão associados a características institucionais de cada país, só devendo variar em prazos relativamente longos – como parece ocorrer com os direitos legais dos credores.²⁸ De qualquer forma, a análise baseada nesse indicador na próxima seção deve ser vista como uma primeira aproximação ao problema, e seus resultados devem ser interpretados com a devida cautela.

Tabela 4.1: Estatísticas básicas das variáveis analisadas

Variável	Média	D.P.	Mínimo	Máximo
VOLPIB	2,94	2,08	0,40	11,30
VOLTJ	5,46	5,65	0,40	37,80
VOLTT	7,60	9,45	0,10	74,40
VOLPC	1,25	0,40	0,40	2,80
ABCOM	59,09	26,24	14,00	189,40
CBAN	68,26	45,42	8,60	287,30
CPRIV	49,25	38,94	2,20	199,90
τ	0,69	0,26	0,00	1,00
μ	0,60	0,16	0,29	1,00

As Tabelas 4.1 e 4.2 apresentam as estatísticas básicas das variáveis analisadas e as correlações simples entre elas. Observa-se que, em conformidade com a maior parte da literatura teórica e empírica prévia, a volatilidade da taxa de crescimento do PIB per capita apresenta correlação positiva com as volatilidades da taxa de juros real, dos termos de troca e do crescimento dos parceiros comerciais, bem como com o grau de abertura comercial. O fato de a volatilidade macroeconômica estar negativamente

²⁷Por exemplo, um aumento do custo médio de cumprimento de contratos de 20% para 25% do valor devido deve ser relativamente mais importante do que um aumento de 40% para 45%.

²⁸Alguma evidência favorável a essa hipótese é dada pelo fato de que o índice divulgado no âmbito da pesquisa ‘Doing Business’ ao longo de dois anos consecutivos (referentes a 2003 e 2004) permanece praticamente inalterado, apresentando um coeficiente de correlação da ordem de 0,999 entre os dois anos.

Tabela 4.2: Correlações simples entre as variáveis analisadas

	volpi cg	VOLTJ	VOLTT	VOLPC	ABCOM	CBAN	CPRIV	τ	μ
VOLPIB	1,000								
VOLTJ	0,318	1,000							
VOLTT	0,319	0,406	1,000						
VOLPC	0,174	0,239	0,149	1,000					
ABCOM	0,169	0,103	-0,070	-0,118	1,000				
CBAN	-0,252	-0,308	-0,239	-0,052	-0,045	1,000			
CPRIV	-0,251	-0,405	-0,331	-0,069	0,007	0,911	1,000		
τ	0,226	0,277	0,228	0,030	-0,054	-0,437	-0,433	1,000	
μ	0,373	0,285	0,297	-0,006	0,051	-0,518	-0,560	0,363	1,000

correlacionada com o tamanho do mercado bancário/financeiro, e positivamente correlacionada com os indicadores de imperfeições financeiras, sugere que países com fricções mais significativas nos mercados de crédito (e, conseqüentemente, mercados financeiros menos desenvolvidos) tendem a ser mais voláteis. Cabe destacar, ainda, a relativamente alta correlação negativa entre os indicadores de imperfeições financeiras e o tamanho do mercado bancário/financeiro, indicando que, conforme esperado, maiores níveis de fricções financeiras estão associados a menores volumes de crédito na economia.

4.3

Resultados

4.3.1

Especificação básica

O modelo (4-1) é estimado sob diferentes especificações, que variam segundo o indicador de imperfeições financeiras utilizado e as variáveis de controle incluídas no vetor $\mathbf{x}_{it}$.²⁹ Evidentemente, todas as especificações incluem a volatilidade dos choques monetários ($VOLTJ$) e os termos de interação desta com o indicador de imperfeições em nível e elevado ao quadrado – sendo os coeficientes associados a tais termos de interação, β_2 e β_3 , o foco da análise. A especificação básica inclui como controles as seguintes variáveis: $VOLTT$, $VOLTT \cdot PED$, $VOLPC$, $PED \cdot t$ e t . A opção por uma especificação relativamente parcimoniosa justifica-se pelo fato de que, dado o reduzido tamanho da amostra disponível, a perda de graus de liberdade associada à possível inclusão de variáveis irrelevantes

²⁹Vale ressaltar que cada especificação está associada a uma diferente lista de ‘instrumentos internos’, de modo que os instrumentos utilizados também mudam entre especificações.

poderia causar danos à qualidade da estimação. De qualquer forma, cabe ressaltar que os principais resultados obtidos a partir dessa especificação permanecem inalterados sob especificações alternativas, conforme será visto na próxima subseção.

Para o caso das imperfeições do mercado de crédito associadas à existência de um viés anticredor do sistema jurídico-legal, a Tabela 4.3 apresenta os resultados da estimação do modelo em primeira diferença, (4-4), por três métodos distintos: mínimos quadrados ordinários (MQO), variáveis instrumentais (VI) e método generalizado dos momentos (GMM). A estimação por MQO é incluída apenas para fins de comparação com os demais resultados; dado que a realização de testes de endogeneidade indica a endogeneidade de $VOLTJ$, bem como dos termos de interação entre esta variável e τ_i e τ_i^2 , o estimador de MQO é inconsistente e um método adequado de estimação deve envolver o uso de variáveis instrumentais.³⁰ Dado que há fortes indícios de heterocedasticidade nos erros,³¹ o método adequado deve ser VI com um estimador robusto da matriz de covariância ou GMM; conforme citado anteriormente, não há consenso quanto à melhor opção entre essas alternativas em pequenas amostras, de modo que ambos os resultados são apresentados. Cabe notar que, para as estimações por VI e GMM, apresentam-se os resultados obtidos com base em duas listas de instrumentos: uma lista mais ampla (composta por 11 instrumentos) e uma lista reduzida (composta por 7 instrumentos).

Os resultados obtidos por VI e GMM parecem corroborar a hipótese de não-monotonicidade na relação entre viés anticredor do sistema jurídico-legal e amplificação de choques monetários proposta no Capítulo 3. Primeiro, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_3$ apresentam os sinais esperados (respectivamente, positivo e negativo) e são estatisticamente significativos (a 5 ou 10%);³² segundo, o valor crítico de imperfeição, $\hat{\tau}^* = -\frac{\hat{\beta}_2}{2\hat{\beta}_3}$, com estimação pontual em torno de 0.65 e intervalo de confiança de Fieller, ao nível de 90%, entre 0.51 e 0.75, é não apenas consistente com a existência de um ponto de reversão factível – isto é, situado no intervalo de valores possíveis de τ_i (entre 0 e 1) –, mas situa-se razoavelmente no meio da distribuição de frequência de τ_i

³⁰A hipótese nula de exogeneidade conjunta de $VOLTJ$, $VOLTJ \cdot \tau$ e $VOLTJ \cdot \tau^2$ é rejeitada pelo teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) e pela estatística-C de Newey-Eichenbaum-Hansen-Singleton (NEHS) aos níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente. Tomando cada variável isoladamente, a hipótese nula de exogeneidade é sempre rejeitada ao nível de 1%.

³¹Conforme detectado pelos testes de White-Koenker e de Breusch-Godfrey-Pagan.

³²É importante lembrar que os erros-padrão estimados por GMM foram corrigidos pelo método de Windmeijer (2005) para pequenas amostras, não estando, portanto, sujeitos ao clássico problema de subestimação discutido na literatura. Sem tal correção, os coeficientes seriam equivocadamente considerados significativos a 1%.

Tabela 4.3: Viés anticredor e volatilidade macroeconômica: especificação básica

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1) MQO	(2) VI	(3) GMM	(4) VI	(5) GMM
$\Delta VOLTJ$	-0.192 [0.785]	-1.945 [1.008]+	-2.415 [1.193]*	-2.218 [0.882]*	-2.620 [1.211]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	1.357 [2.285]	7.477 [3.469]*	9.016 [4.356]*	8.225 [3.140]**	9.922 [4.682]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-1.089 [1.573]	-5.708 [2.625]*	-6.889 [3.359]*	-6.264 [2.416]**	-7.713 [3.731]*
$\Delta VOLT T$	-0.385 [0.431]	-0.280 [0.242]	-0.247 [0.260]	-0.271 [0.242]	-0.269 [0.227]
$\Delta VOLT T \cdot PED$	0.417 [0.434]	0.313 [0.259]	0.241 [0.275]	0.311 [0.260]	0.253 [0.270]
$\Delta VOLPC$	1.026 [0.790]	1.272 [0.886]	0.837 [1.020]	1.339 [0.863]	0.999 [1.141]
PED	0.914 [0.637]	1.347 [0.522]**	1.587 [0.591]**	1.501 [0.584]*	1.517 [0.593]*
constante	-0.075 [0.528]	-0.129 [0.330]	-0.320 [0.297]	-0.181 [0.336]	-0.334 [0.321]
Observações	62	62	62	62	62
Nível crítico de imperfeição					
Estimativa pontual	-	0.65	0.65	0.66	0.64
Limite inferior (90% conf.)	-	0.57	0.59	0.61	0.61
Limite superior (90% conf.)	-	0.73	0.75	0.72	0.74
Conjunto de instrumentos	-	amplo		reduzido	
Identificação/sobreidentificação					
Teste-RV de Anderson	-	33.25		29.15	
(valor-p)	-	0.00		0.00	
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	-	44.00		37.21	
(valor-p)	-	0.00		0.00	
Estatística-J de Hansen	-	7.11		4.75	
(valor-p)	-	0.52		0.31	
Relevância dos instrumentos					
R2 parcial de Shea (1.estágio)	-				
$\Delta VOLTJ$	-	0.61		0.56	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	-	0.53		0.49	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-	0.50		0.45	
Estat.-F do 1.estágio	-				
$\Delta VOLTJ$	-	87.95		34.71	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	-	62.59		21.03	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-	46.81		15.87	
Teste-F de Cragg-Donald	-	2.97		4.29	

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

(cujos percentis 25 e 75 são, respectivamente, 0.509 e 0.872). Há, portanto, indícios razoáveis da existência de um ponto de reversão na relação analisada (e não simplesmente de uma relação possivelmente não-linear, mas monotônica, entre as variáveis em questão).³³

A lista ‘ampliada’ de instrumentos inclui 11 variáveis: além de vários ‘instrumentos internos’, associados às defasagens dos regressores endógenos e a termos de interação entre τ_i e os regressores exógenos, a lista inclui a primeira diferença da inflação e termos de interação desta com τ_i e com uma variável *dummy* associada a países nos quais a inflação média variou mais do que 30% entre os períodos 1987-92 e 1993-98, DUMINF.³⁴ A lista ‘restrita’ exclui dois instrumentos internos, bem como os dois termos de interação envolvendo DUMINF – ou seja, 4 instrumentos a menos. Vale destacar que o uso desses instrumentos se justifica por uma série de argumentos teóricos. Primeiro, conforme discutido na Seção 4.2, a validade das defasagens dos regressores endógenos como instrumentos depende da hipótese de que o efeito dessas variáveis sobre a volatilidade macroeconômica seja apenas contemporâneo; no caso em questão, essa hipótese parece bastante razoável, pois, uma vez controlados os efeitos dos choques reais captados por VOLTT e VOLPC, a variável VOLTJ deveria representar apenas a volatilidade dos choques monetários – que, em termos teóricos, deveriam acarretar efeitos puramente transitórios sobre o produto. No que se refere ao uso dos termos de interação entre τ_i e os regressores exógenos como instrumentos, sua validade depende tão somente desses regressores serem realmente exógenos – hipótese que também parece razoável para a amostra em questão, na qual predominam países ‘pequenos’, para os quais os termos de troca e o nível de atividade dos principais parceiros comerciais podem ser considerados efetivamente exógenos. Por fim, também há motivos para crer que o nível de inflação possa ser um instrumento válido, tendo em vista que, em termos teóricos, os efeitos dessa variável sobre a volatilidade do PIB deveriam ocorrer predominantemente através de maior volatilidade monetária – variável já considerada na regressão. De qualquer forma, é importante ressaltar que a validade e relevância

³³Cabe destacar que, dado o tamanho reduzido da amostra e a elevada multicolinearidade entre os regressores, seria natural esperar que os erros-padrão estimados estivessem inflados; logo, apesar de os coeficientes de interesse revelarem-se significativos apenas a 5% ou 10% – o que se reflete também nos relativamente largos intervalos de confiança para o nível crítico de imperfeição –, pode-se considerar os resultados obtidos bastante animadores.

³⁴A motivação para a inclusão dessa *dummy* é captar erros na mensuração da volatilidade monetária associados a períodos com inflação particularmente elevada, nos quais a taxa de juros real *ex-post* pode representar uma má aproximação para as condições monetárias da economia.

desses instrumentos parece ser corroborada pela realização de diversos testes estatísticos.³⁵ Há, porém, indícios de instrumentos fracos, o que aponta para uma correlação possivelmente fraca (apesar de não-nula) entre os instrumentos e os regressores endógenos e sugere a presença de viés potencialmente significativo na estimação por VI.³⁶ Tendo em vista que esse problema parece mais grave no caso da lista de instrumentos mais ampla, as estimativas obtidas com o conjunto restrito de instrumentos parecem mais confiáveis e serão o foco da análise daqui em diante.

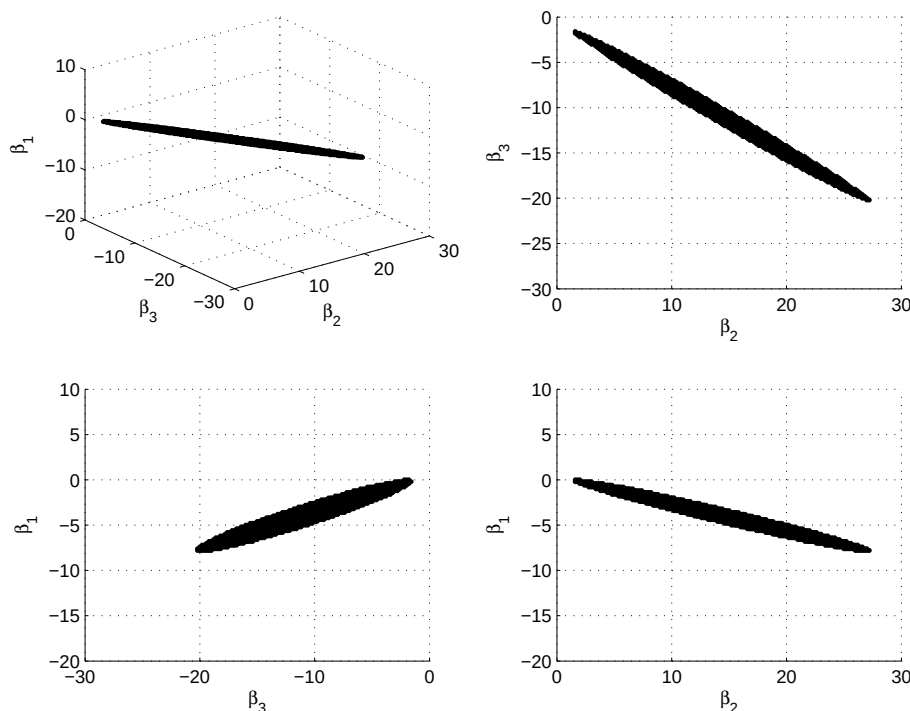


Figura 4.1: Região de confiança a 95% para os parâmetros de interesse estimados na Tabela 4.3

A fim de verificar se, mesmo sob o conjunto restrito de instrumentos, esse problema pode ser tão grave a ponto de comprometer a significância

³⁵A validade dos instrumentos é sugerida pelos resultados dos testes de sobreidentificação de Hansen (que é o teste adequado na presença de heterocedasticidade) e da estatística-C de NEHS aplicada a subconjuntos de instrumentos, ao passo que sua aparente relevância baseia-se nas estatísticas dos testes de razão de verossimilhança de Anderson e qui-quadrado de Cragg-Donald (que rejeitam a subidentificação do modelo) e as estatísticas-F das regressões do primeiro estágio.

³⁶A presença de instrumentos fracos é sugerida pelo relativamente baixo valor da estatística do mínimo autovalor de Cragg-Donald, situado em torno de 3 no caso da lista mais ampla e pouco acima de 4 para a lista reduzida. De acordo com os valores críticos tabulados por Stock e Yogo (2004), para que o viés do estimador de VI fosse menor do que 30% do viés de MQO em uma regressão envolvendo três variáveis endógenas e entre 7 e 11 instrumentos seria necessário, ao nível de significância de 5%, que a estatística de Cragg-Donald fosse superior a 4,4; para que o viés de VI fosse menor do que 10% do viés de MQO, essa estatística deveria ser maior do que 8,5 (no caso de 7 instrumentos) ou 9,8 (no caso de 11 instrumentos).

dos resultados obtidos, procede-se à construção de uma região de confiança para os parâmetros de interesse que seja robusta à presença de instrumentos fracos, através da inversão do teste de Anderson-Rubin. A Figura 4.1 mostra a região de 95% de confiança no $\mathbf{R}^3$, bem como sua projeção em cada um dos planos (β_1, β_2) , (β_1, β_3) e (β_2, β_3) . Observa-se que, tomado isoladamente, cada parâmetro pode situar-se em um intervalo de valores bastante amplo, o que está relacionado ao fato dos instrumentos serem relativamente fracos; entretanto, é interessante notar que a região de confiança inclui apenas valores positivos de β_2 e negativos de β_3 , e que a relação entre esses parâmetros (e, conseqüentemente, o valor crítico de imperfeição) flutua dentro de uma faixa de valores relativamente estreita. Isso indica que, apesar do aparente problema de instrumentos fracos, os principais resultados das estimações anteriores permanecem válidos.³⁷

A Tabela 4.4 mostra os resultados das estimações para o caso das imperfeições financeiras associadas ao indicador de custos jurídicos μ . Assim como na tabela anterior, distinguem-se 5 estimativas, segundo o método de estimação (MQO, VI ou GMM) e a lista de instrumentos (‘ampliada’ ou ‘restrita’) utilizados; novamente, considera-se que o estimador de MQO deve ser inconsistente devido à endogeneidade de VOLTJ e dos termos de interação desta com μ e μ^2 , de modo que o interesse está focado primordialmente nos coeficientes $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\beta}_3$ estimados por VI e GMM. De qualquer forma, cabe notar que a estimação por MQO produz coeficientes estatisticamente significativos com sinais contrários aos esperados. As estimações por VI e GMM tampouco parecem favoráveis ao modelo do Capítulo 3, pois, apesar de apresentarem os sinais esperados, os coeficientes de interesse não se revelam estatisticamente significativos nas estimações por VI e GMM. Vale notar que, a rigor, esse resultado não é incompatível com o modelo do Capítulo 3, o qual prevê que, para níveis elevados de custos jurídicos, o aumento ulterior destes deva ter um impacto pouco significativo, ou mesmo nulo, sobre a potência do acelerador financeiro (e, conseqüentemente, sobre a volatilidade macroeconômica); mas a validação do modelo com base nessa interpretação só faria sentido se, na amostra sob investigação, o indicador de custos jurídicos apresentasse baixa variabilidade em torno de um valor médio elevado – o que não parece ser o caso, a julgar pelas estatísticas amostrais dessa variável. A baixa significância estatística dos coeficientes de interesse parece constituir, assim, evidência contrária a uma das implicações

³⁷Vale notar, ainda, que regiões de confiança do tipo Anderson-Rubin também são robustas à exclusão acidental de instrumentos relevantes (Dufour e Taamouti, 1999), reforçando ulteriormente a confiança na validade desses resultados.

Tabela 4.4: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificação básica

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1) MQO	(2) VI	(3) GMM	(4) VI	(5) GMM
$\Delta VOLTJ$	2.493 [1.358]+	-0.806 [3.082]	-2.132 [2.374]	0.184 [3.170]	-1.289 [2.421]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	-7.247 [3.757]+	1.610 [8.647]	5.464 [6.706]	-0.995 [9.013]	3.068 [6.861]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	5.380 [2.528]*	-0.213 [5.751]	-2.823 [4.488]	1.325 [6.102]	-1.310 [4.631]
$\Delta VOLTJ$	-0.347 [0.413]	-0.454 [0.242]+	-0.483 [0.252]+	-0.421 [0.240]+	-0.468 [0.239]+
$\Delta VOLTJ \cdot PED$	0.381 [0.415]	0.484 [0.264]+	0.535 [0.302]+	0.456 [0.264]+	0.539 [0.253]*
$\Delta VOLPC$	1.003 [0.771]	0.581 [0.906]	0.829 [0.748]	0.767 [0.879]	0.764 [0.839]
PED	0.726 [0.589]	0.569 [0.510]	0.294 [0.495]	0.700 [0.499]	0.558 [0.499]
constante	-0.046 [0.506]	-0.306 [0.325]	-0.296 [0.293]	-0.229 [0.315]	-0.299 [0.323]
Observações	62	62	62	62	62
Conjunto de instrumentos	-	amplo		reduzido	
Identificação/sobreidentificação					
Teste-RV de Anderson	-	18.80		16.68	
(valor-p)	-	0.06		0.01	
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	-	21.96		19.13	
(valor-p)	-	0.02		0.00	
Estatística-J de Hansen	-	6.97		2.48	
(valor-p)	-	0.73		0.78	
Relevância dos instrumentos					
R2 parcial de Shea (1.estágio)					
$\Delta VOLTJ$	-	0.28		0.25	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	-	0.27		0.25	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	-	0.28		0.26	
Estat.-F do 1.estágio					
$\Delta VOLTJ$	-	37.02		37.57	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	-	34.14		36.28	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	-	37.50		30.28	
Teste-F de Cragg-Donald	-	1.20		1.89	

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

do modelo do Capítulo 3, bem como dos demais modelos que estabelecem uma relação positiva entre imperfeições no mercado de crédito e amplificação de choques na economia.

É evidente, porém, que esse resultado pode estar associado a vários problemas na implementação econométrica do teste de interesse, dentre os quais cabe destacar a elevada multicolinearidade entre os regressores e o uso de instrumentos inválidos ou pouco relevantes.³⁸

No que se refere ao primeiro ponto, parece realmente possível que haja um problema de multicolinearidade na estimação, tendo em vista a elevada correlação entre os regressores (em particular, entre $VOLTJ \cdot \mu_i$

³⁸Outros possíveis problemas, relacionados ao uso de um indicador inadequado de custos jurídicos ou a outras formas de má especificação do modelo (omissão de variáveis relevantes etc.), são abordados na análise de robustez da próxima subseção.

Tabela 4.5: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificação básica sob $\beta_3 = 0$

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1) MQO	(2) VI	(3) GMM	(4) VI	(5) GMM
$\Delta VOLTJ$	-0.310 [0.339]	-0.692 [0.278]*	-0.656 [0.301]*	-0.519 [0.330]	-0.633 [0.278]*
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	0.681 [0.501]	1.290 [0.411]**	1.258 [0.415]**	0.986 [0.509]+	1.166 [0.435]**
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	-0.431 [0.426]	-0.450 [0.222]*	-0.426 [0.202]*	-0.442 [0.223]*	-0.449 [0.227]*
$\Delta VOLTJ \cdot PED$	0.464 [0.428]	0.480 [0.237]*	0.474 [0.244]+	0.476 [0.237]*	0.514 [0.242]*
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2 \cdot PED$	0.785 [0.792]	0.592 [0.896]	0.867 [0.788]	0.701 [0.895]	0.704 [0.780]
PED	0.727 [0.610]	0.571 [0.510]	0.298 [0.517]	0.683 [0.512]	0.541 [0.512]
constante	-0.212 [0.518]	-0.299 [0.293]	-0.260 [0.312]	-0.270 [0.294]	-0.293 [0.283]
Observações	62	62	62	62	62
Conjunto de instrumentos	-	amplo		reduzido	
Identificação/sobreidentificação					
Teste-RV de Anderson	-	50.03		44.40	
(valor-p)	-	0.00		0.00	
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	-	76.94		64.88	
(valor-p)	-	0.00		0.00	
Estatística-J de Hansen	-	7.53		2.22	
(valor-p)	-	0.75		0.90	
Relevância dos instrumentos					
R2 parcial de Shea (1.estágio)					
$\Delta VOLTJ$	-	0.68		0.57	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	-	0.73		0.59	
Estat.-F do 1.estágio					
$\Delta VOLTJ$	-	37.02		37.57	
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	-	34.14		36.28	
Teste-F de Cragg-Donald	-	4.20		6.41	

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

e $VOLTJ \cdot \mu_i^2$); aliada a uma amostra de tamanho bastante reduzido, tal multicolinearidade estaria inflando os erros-padrão estimados.³⁹ A fim de verificar essa possibilidade, reestima-se o modelo sem o segundo termo de interação ($VOLTJ \cdot \mu_i^2$). A Tabela 4.5 apresenta os novos resultados; $\hat{\beta}_2$ é agora positivo e estatisticamente significativo (a 5 ou 10%), o que parece confirmar a suspeita de que os resultados anteriores podiam ser parcialmente explicados por um problema de multicolinearidade. Sob essa interpretação, as novas estimações forneceriam, então, alguma evidência *favorável* à tese de que custos jurídicos mais significativos amplificam o efeito de choques monetários, em conformidade com o modelo do Capítulo 3 e outros.⁴⁰ Resta

³⁹De acordo com uma interpretação comum na literatura empírica, o problema de multicolinearidade também poderia explicar parcialmente sinais ‘errados’, como aqueles obtidos por MQO na Tabela 4.4.

⁴⁰Vale notar que estimções que excluem o termo $VOLTJ \cdot \mu_i$ da equação também geram coeficientes positivos e estatisticamente significativos para o termo de interação incluído na equação (no caso, $VOLTJ \cdot \mu_i^2$), reforçando a conclusão de que os custos

verificar, contudo, se os outros problemas apontados acima poderiam colocar em dúvida essa conclusão.

No que se refere aos instrumentos utilizados nas estimações da Tabela 4.4, nota-se que, apesar de sua aparente validade, a relevância dos instrumentos é questionável, conforme evidenciado por algumas estatísticas das regressões do primeiro estágio.⁴¹ Logo, mesmo que se acreditasse na identificação do modelo, as estimações da Tabela 4.4 estariam sujeitas a sério problema de baixa relevância dos instrumentos – ou seja, presença de instrumentos fracos –, e seus resultados deveriam ser interpretados com cautela. A Figura 4.2, que retrata a região de confiança de Anderson-Rubin (robusta a instrumentos fracos) para a estimação com lista reduzida de instrumentos da Tabela 4.4, demonstra claramente esse problema.

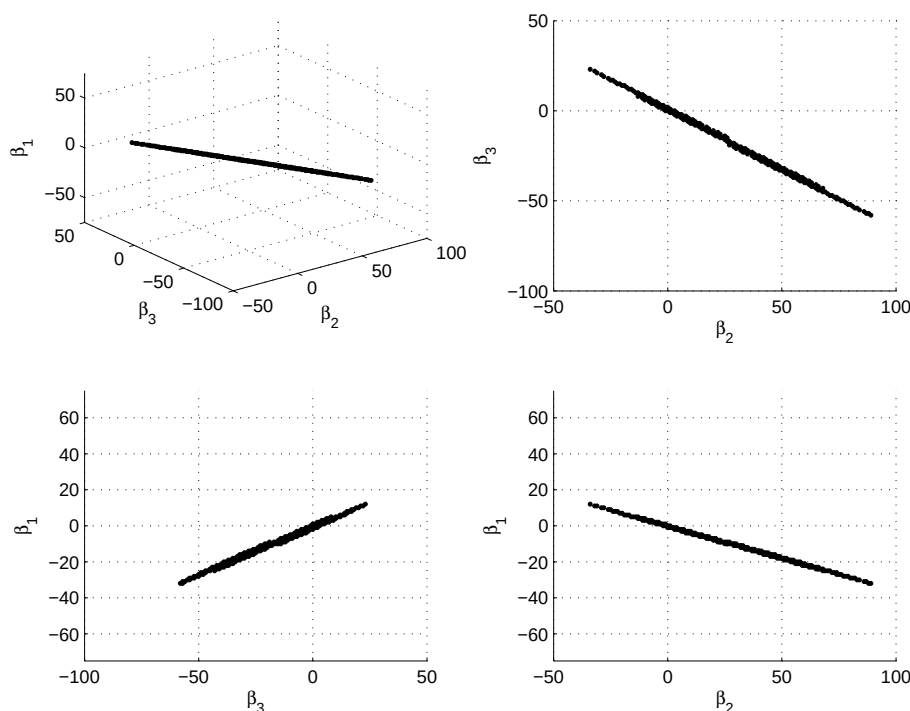


Figura 4.2: Região de confiança a 95% para os parâmetros de interesse estimados na Tabela 4.4

No caso das estimações da Tabela 4.5, que excluem o termo de interação $VOLTJ \cdot \mu_i^2$ da equação, o problema de instrumentos fracos parece de cumprimento de contratos e a potência do acelerador financeiro estão positivamente correlacionados.

⁴¹A aplicação do teste de Hansen ao conjunto de instrumentos, e da estatística-C de NEHS a subconjuntos dos mesmos, sugere a validade dos instrumentos. Por outro lado, a correlação entre os instrumentos e os regressores endógenos parece bastante fraca, a julgar pelas relativamente baixas estatísticas do mínimo autovalor de Cragg-Donald, R^2 parcial de Shea e estatísticas-F das regressões do primeiro estágio, e também pela rejeição relativamente fraca da hipótese de subidentificação do modelo a partir da estatística de razão de verossimilhança de Anderson.

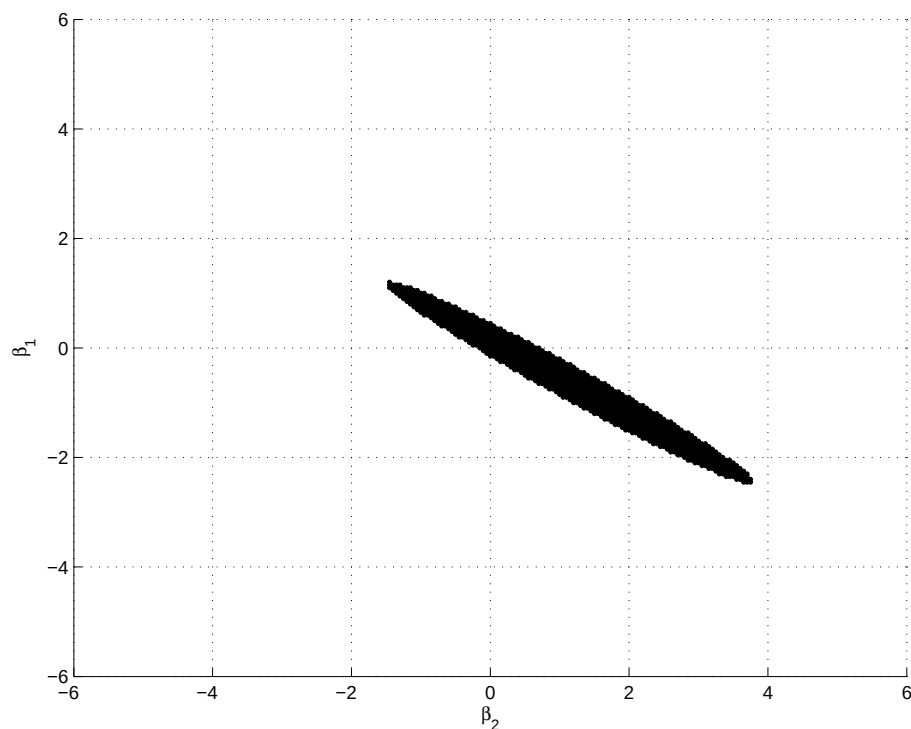


Figura 4.3: Região de confiança a 95% para os parâmetros de interesse estimados na Tabela 4.5

menos grave, mas ainda persiste.⁴² A fim de verificar se esse problema pode invalidar a conclusão de que custos jurídicos mais significativos amplificam o efeito de choques monetários, calcula-se, uma vez mais, a região de confiança de Anderson-Rubin, a 95%, para os parâmetros de interesse – sendo que, dessa vez, há apenas dois parâmetros associados a variáveis endógenas (pois β_3 é, por hipótese, zero).

A Figura 4.3 mostra que, de fato, ao levar em consideração a possibilidade de instrumentos fracos, não se pode rejeitar, ao nível de significância de 5%, a hipótese de que o coeficiente β_2 seja zero ou negativo⁴³ – o que enfraquece a conclusão anterior.

É interessante analisar o que acontece quando os termos de interação entre a volatilidade monetária e ambos os tipos de imperfeições financeiras, representados por τ e μ , são incluídos simultaneamente na equação a ser es-

⁴²De acordo com os valores da estatística de Cragg-Donald, pode-se rejeitar, ao nível de 5%, a hipótese de que a estimação por VI (sob a lista restrita de instrumentos) está sujeita a um viés maior ou igual a 20% do viés de MQO, mas não se rejeita a hipótese de que o viés de VI é maior ou igual a 10% do viés de MQO. De fato, para uma regressão envolvendo duas variáveis endógenas e 8 instrumentos, o valor crítico de Stock e Yogo (2004) referente à hipótese de que o viés do estimador de VI é maior ou igual a 20% (10%) do viés de MQO é 6.2 (10.2).

⁴³Esse resultado vale também para um nível de significância de 10%, pois a correspondente região de confiança de Anderson-Rubin (não reportada) é muito semelhante à Figura 4.3.

Tabela 4.6: Viés anticredor, custos jurídicos e volatilidade macroeconômica

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1) VI	(2) GMM	(3) VI	(4) GMM
$\Delta VOLTJ$	-7.241 [5.168]	-6.700 [9.661]	-2.910 [0.981]**	-2.829 [1.194]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	9.668 [4.661]*	9.322 [7.728]	7.050 [3.043]*	6.817 [3.962]+
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-7.340 [3.469]*	-7.142 [5.838]	-5.362 [2.259]*	-5.240 [3.056]+
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	11.601 [11.712]	10.471 [21.604]	1.621 [0.913]+	1.658 [0.841]*
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	-6.617 [7.918]	-5.856 [14.478]		
$\Delta VOLTJ$	-0.407 [0.314]	-0.499 [0.383]	-0.343 [0.225]	-0.375 [0.204]+
$\Delta VOLTJ \cdot PED$	0.437 [0.330]	0.502 [0.465]	0.374 [0.241]	0.349 [0.236]
$\Delta VOLPC$	0.540 [1.039]	0.147 [1.246]	0.782 [0.946]	0.429 [1.141]
PED	1.124 [0.809]	1.009 [0.931]	1.015 [0.715]	0.821 [0.670]
constante	-0.661 [0.465]	-0.721 [0.560]	-0.409 [0.348]	-0.520 [0.338]
Observações	62	62	62	62
Nível crítico de imperfeição				
Estimativa pontual	0.66	-	0.66	0.65
Limite inferior (90% conf.)	0.57	-	0.58	0.55
Limite superior (90% conf.)	0.70	-	0.71	0.88
Testes de identificação/sobreidentificação				
Teste-RV de Anderson		11.40		26.80
(valor-p)		0.08		0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald		12.52		33.52
(valor-p)		0.05		0.00
Estatística-J de Hansen		4.83		4.90
(valor-p)		0.44		0.56
Testes de relevância dos instrumentos				
R2 parcial de Shea (1.estágio)				
$\Delta VOLTJ$		0.19		0.55
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$		0.34		0.49
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$		0.31		0.45
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$		0.20		0.38
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$		0.21		-
Estat.-F do 1.estágio				
$\Delta VOLTJ$		32.71		32.71
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$		21.22		21.22
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$		15.52		15.52
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$		20.56		20.56
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$		12.58		-
Est. do mínimo autovalor de Cragg-Donald		0.95		2.54

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

timada. A Tabela 4.6 mostra que os resultados anteriores permanecem relativamente inalterados, verificando-se: (i) a esperada relação não-monotônica entre o viés anticredor do sistema jurídico-legal e a amplificação de choques monetários – sendo as estimativas do nível crítico de imperfeição praticamente idênticas às anteriores; (ii) o efeito positivo, na especificação que exclui o termo $VOLTJ \cdot \mu_i^2$, dos custos jurídicos sobre o grau de amplificação dos choques – sujeito, evidentemente, às mesmas ressalvas anteriores

relativas à presença de instrumentos fracos. A significância estatística dos coeficientes cai em relação às estimativas anteriores, mas essa parece uma consequência natural do uso de regressores altamente correlacionados e da perda adicional de graus de liberdade associada a uma especificação menos parcimoniosa.

4.3.2

Análise de robustez

O objetivo desta subseção é verificar se os resultados anteriores permanecem inalterados diante das seguintes alterações na especificação da equação de interesse ou da amostra utilizada:

- i. Inclusão de ABCOM e ABCOM*PED como regressores adicionais;
- ii. Inclusão de CBAN ou CPRIV como regressor adicional;
- iii. Ponderação de cada observação de acordo com o logaritmo do PIB médio, em US\$, observado no período 1981-86.
- iv. Exclusão da observação referente ao Brasil da amostra;
- v. Exclusão das observações referentes à Nova Zelândia e ao Reino Unido da amostra.
- vi. Cálculo do indicador de viés anticredor do sistema jurídico com base em reponderações do índice de direitos legais dos credores de LLSV.
- vii. Cálculo do indicador de custos jurídicos levando explicitamente em consideração uma estimativa do grau de corrupção em cada país.

O objetivo das primeiras duas modificações acima é controlar para outros possíveis determinantes da volatilidade macroeconômica, cuja omissão da equação básica poderia estar viesando os resultados; conforme dito anteriormente, há razões teóricas e empíricas para acreditar que o grau de abertura comercial e o tamanho do setor financeiro tenham efeito direto sobre a volatilidade econômica.

As modificações (iii), (iv) e (v) buscam aferir a sensibilidade dos resultados a certas características da amostra utilizada. De um lado, a estimação do modelo com as observações de cada país ponderadas de acordo com o tamanho de suas economias visa verificar a possibilidade dos resultados estarem sendo determinados por grupos de pequenos países, com baixa representatividade no cenário global. De outro lado, a exclusão

de algumas observações da amostra tem objetivo semelhante, buscando investigar o efeito de possíveis *outliers* sobre os coeficientes estimados. Cabe notar que essa é uma preocupação constante em regressões em corte transversal entre países, pois frequentemente os resultados mudam drasticamente ao se excluir algum país da amostra.⁴⁴ A exclusão de Brasil, Nova Zelândia e Reino Unido da amostra deve-se ao fato de que esses países apresentam valores de algumas variáveis-chave muito diferentes dos valores observados nos demais países – no caso do Brasil, níveis de volatilidade da taxa de juros real extremamente elevados e, no caso de Nova Zelândia e Reino Unido, indicadores de viés anticredor muito inferiores aos demais –, o que poderia ter impacto significativo sobre os resultados.

Por fim, o objetivo das modificações (vi) e (vii) é verificar a robustez dos resultados da subseção anterior ao uso de indicadores alternativos de imperfeições do mercado de crédito. No que diz respeito ao indicador de viés anticredor do sistema jurídico utilizado (τ), baseado no índice de LLSV de direitos legais dos credores, suas principais limitações derivam do fato de que o número de direitos considerados é muito restrito (apenas quatro), e que todos esses direitos recebem o mesmo peso no cálculo do índice – sendo considerados, portanto, igualmente importantes. Essas características do índice de LLSV foram criticadas, dentre outros, por Graff (2006) – que sugere a inclusão de um item adicional no cálculo do índice, associado à exigência de manutenção de uma reserva legal de capital por parte das empresas, com o objetivo de preservar parte do capital dos investidores – e por Pistor et al. (2000) e Haselmann et al. (2006) – que apresentam argumentos que justificariam a atribuição de pesos menores (possivelmente nulos) para alguns dos direitos considerados no índice de LLSV; em particular, de acordo com Pistor et al. (2000), a existência de restrições para que o devedor dê entrada em um processo de recuperação (CR1) parece fazer sentido para os EUA, onde há uma clara separação entre procedimentos de liquidação e reorganização, mas não para a maioria dos demais países – de modo que tal item deveria receber um peso baixo (possivelmente zero) no cálculo do índice de direitos dos credores; segundo Haselmann et al. (2006), por sua vez, a ausência de ‘congelamento de ativos’ em processos de reorganização (CR2) e a prioridade para os credores com garantia real em casos de falência (CR3) seriam, mais do que mecanismos de defesa dos interesses dos credores *vis-à-vis* os devedores, instrumentos de defesa dos direitos dos credores *securitizados* em relação a outros credores, e deveriam, portanto, receber peso menor na ponderação do índice do que

⁴⁴Ver, por exemplo, a discussão em Easterly (2004).

os demais itens (CR1 e CR4), que teriam um forte apelo ‘antidevedor’.

Dada a dificuldade de obtenção, em bases consistentes, da informação requerida para calcular o índice de direitos legais dos credores sugerido por Graff (2006), a análise de robustez aqui apresentada limita-se a considerar possíveis reponderações do índice de LLSV; em particular, consideram-se as seguintes alternativas: (a) peso 0,5 para CR1 e 1 para CR2, CR3 e CR4 [Pistor et al. (2000)]; (b) peso 0,5 para CR2 e CR3, e 1 para CR1 e CR4 [Haselmann et al. (2006)]; (c) peso 0,5 para CR1, CR2 e CR3, e 1 para CR4 [combinação de Pistor et al. (2000) e Haselmann et al. (2006)]; (d) pesos para os quatro critérios de LLSV obtidos a partir de uma análise de componentes principais: 0,4263 para CR1, 0,6637 para CR2, 0,4112 para CR3 e 0,4569 para CR4.⁴⁵ Busca-se, assim, verificar a sensibilidade dos resultados à reponderação do índice de LLSV em conformidade com as críticas de Pistor et al. (2000) e Haselmann et al. (2006), bem como a partir de uma metodologia puramente estatística.

No que tange aos custos jurídicos de execução de contratos, o uso de um indicador alternativo visa testar a sensibilidade dos resultados à incorporação explícita dos custos associados à corrupção, que são ignorados no cálculo do indicador μ adotado até o momento.⁴⁶ O novo indicador é calculado a partir da seguinte estimativa de custos ‘totais’ (oficiais e extra-oficiais) na recuperação de empréstimos inadimplidos:

$$CUSTO_i^* = CUSTO_i \left(\frac{10}{CORRUP_i} \right)^p \quad (4-7)$$

onde CUSTO é o custo médio de cumprimento de contratos (em porcentagem do valor devido) da pesquisa ‘Doing Business’ e CORRUP é o índice de ‘corrupção percebida’ em cada país, calculado pela Transparency International, que varia entre 1 e 10 – sendo que valores mais elevados indicam menores níveis de corrupção. Logo, para países com nível mínimo de corrupção ($CORRUP = 10$), o custo total de cumprimento de contratos equivale ao custo oficial estimado pela pesquisa ‘Doing Business’, enquanto que, para países com níveis mais altos de corrupção ($CORRUP < 10$), o custo

⁴⁵Tais pesos correspondem ao primeiro componente principal, que explica 40,0% da variação total nos dados; os componentes seguintes explicam, respectivamente, 24,4%, 22,5% e 13,0% dessa variação.

⁴⁶Cabe notar que, a rigor, esse indicador deveria fornecer uma medida mais correta do grau ‘efetivo’ de fricções no mercado de crédito em relação ao indicador que desconsidera os custos da corrupção, de modo que, talvez, fosse preferível utilizá-lo desde o início nas estimações. Entretanto, por falta de dados para o nível de corrupção em alguns países, esse procedimento acarretaria uma redução relativamente significativa da amostra – optando-se, assim, por usar o indicador mais completo de custos jurídicos apenas como um teste de robustez dos resultados.

total é dado pela multiplicação do custo oficial por um fator maior do que 1. Na estimação a ser apresentada a seguir, o valor de ρ é dado por 0.3654, o que implica que, para o país com o maior nível de corrupção na amostra ($CORRUP = 1.5$), os custos de cumprimento de contratos são duplicados pela corrupção.⁴⁷ O novo indicador de custos jurídicos a ser utilizado nas estimações é, assim, dado por:

$$\mu_i^* = \frac{\log CUSTO_i^*}{\text{Max}(\log CUSTO_i^* | i = 1, \dots, n)} \quad (4-8)$$

As Tabelas 4.A.1 a 4.A.3, no Apêndice deste capítulo, apresentam os resultados das novas estimações para o caso das imperfeições financeiras associadas ao viés anticredor do sistema jurídico, enquanto que as Tabelas 4.A.4 a 4.A.7 referem-se às imperfeições relativas aos custos de cumprimento de contratos.⁴⁸ Cabe notar que, sob algumas especificações, o número de observações cai ligeiramente em relação à especificação básica, seja devido ao uso de regressores com dados faltantes para alguns países (CBAN e CPRIV, além do indicador de imperfeições μ^*), ou à exclusão direta de observações da amostra visando verificar o efeito de possíveis *outliers*.

Observa-se que, para ambos os tipos de imperfeição, todas as especificações geram estimativas bastante semelhantes às anteriores; em particular, apesar da menor significância estatística de alguns dos novos resultados, essas estimações parecem: (i) confirmar a não-monotonicidade da relação entre viés anticredor e volatilidade macroeconômica, bem como as estimativas pontuais do ponto de reversão dessa relação; (ii) apresentar indícios da existência de uma relação positiva entre custos jurídicos e volatilidade econômica – sujeitos às mesmas ressalvas de antes. Conclui-se, assim, pela robustez dos resultados obtidos na subseção anterior.⁴⁹

⁴⁷Esse valor de ρ é, evidentemente, arbitrário; vale observar, porém, que testou-se outros valores para ρ no intervalo entre 0 e 0.3654, sem alterações significativas nos resultados.

⁴⁸Conforme feito na subseção anterior, no caso dos custos de cumprimento de contratos o modelo é estimado inicialmente com a presença de ambos os termos de interação $\Delta VOLTJ \cdot \mu_i$ e $\Delta VOLTJ \cdot \mu_i^2$ (Tabelas 4.A.4 e 4.A.5) e, posteriormente, apenas com $\Delta VOLTJ \cdot \mu_i$ (Tabelas 4.A.6 e 4.A.7).

⁴⁹Por razões de espaço, apresentam-se apenas os resultados das estimações pelo método de variáveis instrumentais (com o estimador robusto da matriz de variância-covariância), e omitem-se as estatísticas referentes às regressões do primeiro estágio. Cabe notar que: (i) os resultados obtidos por GMM também se mantêm basicamente inalterados em relação à especificação básica; (ii) as estatísticas do primeiro estágio referentes à relevância dos instrumentos indicam, como antes, a possível presença de instrumentos fracos; (iii) a julgar pelas regiões de confiança calculadas pela inversão do teste de Anderson-Rubin para as novas especificações, o problema de instrumentos fracos não compromete o resultado de não-monotonicidade da relação entre viés anticredor e volatilidade macroeconômica, mas coloca em dúvida a existência de uma relação positiva

Vale notar que testes de robustez adicionais, não reportados, reforçam ulteriormente essa conclusão. Testou-se, em particular: (i) a exclusão de outros possíveis *outliers*; (ii) o uso da volatilidade do PIB total, e não do PIB per capita, como variável dependente; (iii) a estimação do modelo com as observações ponderadas pela população de cada país em 1986; (iv) o uso de conjunto alternativos de instrumentos. Em todos os casos, os resultados permaneceram basicamente inalterados.

4.3.3

Discussão dos resultados

De modo geral, os resultados obtidos fornecem evidências bastante favoráveis ao modelo apresentado no Capítulo 3, especialmente no que diz respeito à hipótese de não-monotonicidade da relação entre ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal e potência do acelerador financeiro/volatilidade macroeconômica – que revela-se robusta a diferentes especificações e métodos de estimação.

Tabela 4.7: Países classificados segundo grau de viés anticredor

	Países (e respectivos níveis de viés anticredor)			
Grupo I ($\tau < \tau^*$)	Nova Zelândia	0,000	Zimbábue	0,433
	Reino Unido	0,033	Quênia	0,450
	Alemanha	0,250	Coréia	0,488
	Austrália	0,250	Malásia	0,488
	Áustria	0,250	Noruega	0,500
	Dinamarca	0,250	Síria	0,513
	Holanda	0,250	Itália	0,550
	Japão	0,288	Espanha	0,567
	Israel	0,388	Nigéria	0,567
	Tailândia	0,400	Indonésia	0,599
Grupo II ($\tau \approx \tau^*$)	Chile	0,625	Malawi	0,650
	Suécia	0,625	Turquia	0,683
	China	0,633	El Salvador	0,688
Grupo III ($\tau > \tau^*$)	Índia	0,725	Brasil	0,867
	Egito	0,733	Papua N. Guinea	0,871
	Canadá	0,750	Zâmbia	0,871
	Estados Unidos	0,750	Gana	0,875
	Finlândia	0,750	Argélia	0,900
	Suiça	0,750	Paquistão	0,900
	Uruguai	0,750	Guatemala	0,913
	Hungria	0,775	Burkina Faso	1,000
	Irlanda	0,775	Camarões, Rep.	1,000
	Jamaica	0,775	Congo, Rep.	1,000
	Portugal	0,779	Costa do Marfim	1,000
	Honduras	0,792	Equador	1,000
	Grécia	0,796	França	1,000
	Marrocos	0,808	Mali	1,000
	Bangladesh	0,817	México	1,000
	Bolívia	0,817	Senegal	1,000
	Costa Rica	0,833	Togo	1,000
	Niger	0,840	Tunísia	1,000

entre custos judiciais e volatilidade – em conformidade com os resultados anteriores.

Esse resultado tem importantes implicações em termos de análise de política e de bem-estar, pois indica que, diferentemente da visão difundida entre muitos economistas, a redução das fricções no mercado de crédito não deve necessariamente diminuir a potência do acelerador financeiro – levando, *ceteris paribus*, a menores níveis de volatilidade macroeconômica. De fato, caso as imperfeições em questão estejam associadas ao viés anticredor do sistema jurídico, e o nível inicial dessas imperfeições seja relativamente elevado (isto é, maior do que o nível crítico τ^*), devemos esperar, de acordo com os resultados obtidos, que a redução das fricções leve, *ceteris paribus*, a maiores níveis de volatilidade macroeconômica.

A identificação do nível crítico τ^* para o viés anticredor permite, assim, separar os países da amostra em três grupos: para o primeiro grupo, caracterizado por grau de imperfeições inferior ao nível crítico, reformas institucionais visando reduzir o viés anticredor estariam associadas à diminuição da potência do acelerador financeiro e, portanto, à diminuição da volatilidade macroeconômica; para o segundo grupo, cujo grau de imperfeições encontra-se ‘próximo’ ao nível crítico (ou seja, dentro do intervalo de confiança para este último), ‘pequenas’ variações no viés anticredor não deveriam afetar significativamente a potência do acelerador financeiro, ao passo que ‘grandes’ variações poderiam reduzi-la; e, para o terceiro grupo, a redução gradual do viés anticredor deveria, pelo menos inicialmente, aumentar a potência do acelerador – e, *ceteris paribus*, a volatilidade macroeconômica. A Tabela 4.7 apresenta os países da amostra classificados nesses três grupos, com base no intervalo de confiança para o nível crítico de imperfeição calculado na Tabela 4.3, coluna (4).⁵⁰

No que se refere à hipótese de que a volatilidade macroeconômica deve aumentar com os custos jurídicos de cumprimento de contratos, as evidências não são tão favoráveis, tendo em vista a relativamente baixa significância estatística de alguns resultados. É importante notar, porém, que, mesmo que as evidências forneçam pouco suporte para essa hipótese, elas tampouco permitem rejeitá-la. Pode-se argumentar, em particular, que a relativamente fraca evidência a favor dessa hipótese pode estar associada ao uso de um indicador inadequado de custos jurídicos – pois, como discutido anteriormente, a validade da análise aqui apresentada depende de uma hipótese relativamente forte acerca da constância do indicador usado ao longo do tempo. Nesse sentido, seria importante a realização de estudos

⁵⁰ A presença de alguns países desenvolvidos, em particular dos EUA, no grupo dos países com viés anticredor relativamente elevado pode parecer surpreendente à primeira vista, mas é condizente com as conclusões de diversos estudos; ver, por exemplo, Brouwer (2006).

adicionais baseados em indicadores alternativos de custos de cumprimento de contratos.

4.4

Conclusão

Este trabalho apresentou, a partir de um painel de dados sócio-econômicos para 62 países, novas evidências empíricas acerca da relação entre imperfeições no mercado de crédito, amplificação de choques e volatilidade macroeconômica. Com base em dados do Banco Mundial, criaram-se indicadores de dois tipos de fricções dos mercados de crédito, associadas, respectivamente, a: (i) falhas no sistema jurídico-legal que favorecem os devedores em detrimento dos credores; (ii) custos no cumprimento dos contratos de empréstimo que implicam a perda, para ambas as partes, de parte do valor contratual – que ‘some’ ao longo do processo judicial. Estimou-se, então, um modelo explicando o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB em função dos termos de interação entre esses indicadores de imperfeição, em nível e elevados ao quadrado, e uma medida da volatilidade dos choques monetários na economia – permitindo captar possíveis efeitos não-lineares das fricções financeiras sobre o grau de amplificação dos choques.

De acordo com os resultados obtidos, a potência do acelerador financeiro e a volatilidade macroeconômica variam de forma não-monotônica com as imperfeições do mercado de crédito associadas à existência de um ‘viés anticredor’ do sistema jurídico-legal, mas parecem aumentar com os custos de cumprimento de contratos de dívida. Tais resultados, que são robustos a diversas especificações das variáveis de controle e diferentes métodos de estimação, revelam-se consistentes com o modelo apresentado no Capítulo 3, segundo o qual a potência do acelerador financeiro na amplificação de choques monetários e, *ceteris paribus*, a volatilidade macroeconômica, devem aumentar ou manter-se relativamente constantes diante de elevações no custo de cumprimento de contratos, mas variam de forma não-monotônica com o ‘viés anticredor’.

Os resultados corroboram, assim, as implicações do capítulo anterior em termos de análises de política e de bem-estar: (i) para países com baixos níveis de imperfeições no mercado de crédito, reformas institucionais visando reduzir essas imperfeições devem levar a níveis mais baixos de volatilidade macroeconômica – independentemente da natureza das imperfeições afetadas pelas reformas; (ii) para países com fricções muito significativas no mercado de crédito, a volatilidade macroeconômica pode diminuir com a

redução dos custos de cumprimento de contratos, mas deve aumentar diante de reduções no viés anticredor do sistema jurídico.

Como em toda análise econométrica envolvendo amostras de países, deve-se tomar cuidado ao inferir recomendações de política a partir dos resultados obtidos. Conforme nota Maddala (1999), “*One should not expect to draw too many policy conclusions from these cross-country regressions. They just point out what variables to look at when analyzing the development policies of any particular country. But policy conclusions for any country depend on more detailed analysis of that particular country.*” Contudo, ao identificar um padrão razoavelmente geral na relação entre imperfeições financeiras e volatilidade macroeconômica, os resultados podem fornecer um ponto de partida para estudos mais específicos dos determinantes da volatilidade em países individuais, contribuindo, assim, para a formulação de políticas econômicas adequadas à realidade de cada país.

4.A

Apêndice: Resultados da análise de robustez

Tabela 4.A.1: Viés anticredor e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas (I) - Inclusão de regressores adicionais

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	-2.226 [0.854]**	-2.083 [0.807]**	-1.839 [0.857]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	8.245 [2.964]**	7.673 [2.833]**	6.914 [3.049]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-6.293 [2.250]**	-5.844 [2.175]**	-5.266 [2.342]*
$\Delta VOLTT$	-0.276 [0.255]	-0.284 [0.243]	-0.299 [0.244]
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.312 [0.273]	0.319 [0.261]	0.337 [0.263]
$\Delta VOLPC$	1.508 [1.087]	1.433 [1.090]	1.118 [1.192]
PED	1.272 [0.944]	1.269 [1.030]	1.394 [0.923]
$\Delta ABCOM$	0.004 [0.041]	0.002 [0.040]	-0.007 [0.044]
$\Delta ABCOM \cdot PED$	0.021 [0.064]	0.022 [0.064]	-0.003 [0.072]
$\Delta CBAN$		0.003 [0.020]	
$\Delta CPRIV$			-0.003 [0.025]
constante	-0.166 [0.284]	-0.205 [0.378]	-0.152 [0.309]
Observações	62	61	59
Nível crítico de imperfeição			
Estimativa pontual	0.66	0.66	0.66
Limite inferior (90% conf.)	0.61	0.60	0.60
Limite superior (90% conf.)	0.70	0.72	0.73
Testes de identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson	28.85	34.97	34.07
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	36.73	47.21	46.11
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Estatística-J de Hansen	4.99	5.26	5.35
(valor-p)	0.29	0.26	0.25

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

- (1) inclui ABCOM e ABCOM*PED como regressores;
- (2) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CBAN como regressores;
- (3) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CPRIV como regressores.

Tabela 4.A.2: Viés anticredor e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas (II) - Exclusão ou ponderação de observações

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	-2.264 [0.887]*	-2.940 [0.997]**	-1.972 [0.915]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau$	8.431 [3.156]**	10.843 [3.545]**	7.312 [3.143]*
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^2$	-6.451 [2.432]**	-8.103 [2.641]**	-5.548 [2.370]*
$\Delta VOLTT$	-0.257 [0.232]	-0.197 [0.241]	-0.364 [0.284]
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.293 [0.251]	0.238 [0.257]	0.404 [0.295]
$\Delta VOLPC$	1.292 [0.853]	1.019 [0.930]	1.344 [0.871]
PED	1.487 [0.574]**	1.413 [0.593]*	1.289 [0.531]*
constante	-0.203 [0.329]	-0.230 [0.365]	-0.026 [0.332]
Observações	62	61	60
Nível crítico de imperfeição			
Estimativa pontual	0.65	0.67	0.66
Limite inferior (90% conf.)	0.61	0.63	0.60
Limite superior (90% conf.)	0.71	0.71	0.72
Testes de identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson	29.05	16.24	33.54
(valor-p)	0.00	0.01	0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	37.05	18.61	44.93
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Estatística-J de Hansen	4.27	4.73	5.57
(valor-p)	0.37	0.32	0.23

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

- (1) Observações ponderadas pelo PIB médio de cada país no período 1981-86;
- (2) Exclusão do Brasil da amostra;
- (3) Exclusão de Nova Zelândia e Reino Unido da amostra.

Tabela 4.A.3: Viés anticredor e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas (III) - Indicadores alternativos de imperfeições

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	1	2	3	4
$\Delta VOLTJ$	-1.606 [1.021]	-2.861 [1.850]	-2.584 [1.448]+	-1.846 [1.226]
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^*$	6.376 [3.464]+	9.519 [5.403]+	9.407 [4.735]*	6.743 [3.969]+
$\Delta VOLTJ \cdot \tau^{*2}$	-5.025 [2.636]+	-6.865 [3.733]+	-7.098 [3.494]*	-5.178 [2.962]+
$\Delta VOLTT$	-0.371 [0.257]	-0.269 [0.226]	-0.323 [0.255]	-0.362 [0.251]
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.399 [0.272]	0.310 [0.245]	0.352 [0.271]	0.396 [0.266]
$\Delta VOLPC$	1.102 [0.843]	0.996 [0.824]	0.984 [0.857]	1.295 [0.879]
PED	1.529 [0.575]**	1.428 [0.630]*	1.591 [0.619]*	1.582 [0.602]**
constante	-0.245 [0.317]	-0.222 [0.331]	-0.322 [0.354]	-0.212 [0.320]
Observações	62	62	62	62
Nvel crítico de imperfeição				
Estimativa pontual	0.63	0.69	0.66	0.65
Limite inferior (90% conf.)	0.42	0.35	0.53	0.19
Limite superior (90% conf.)	0.73	0.79	0.74	0.78
Identificação/sobreidentificação				
Teste-RV de Anderson	21.51	20.61	17.31	20.12
(valor-p)	0.00	0.00	0.00	0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	25.71	24.45	19.97	23.76
(valor-p)	0.00	0.00	0.00	0.00
Estatística-J de Hansen	4.79	6.03	5.54	4.06
(valor-p)	0.31	0.20	0.24	0.40

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica: cálculo de τ^* baseado em reponderações do índice de direitos legais dos credores de LLSV, com os seguintes pesos:

(1) 0,5 para CR1 e 1 para CR2, CR3 e CR4 [Pistor et al. (2000)];

(2) 0,5 para CR2 e CR3, e 1 para CR1 e CR4 [Haselmann et al. (2006)];

(3) 0,5 para CR1, CR2 e CR3, e 1 para CR4 [combinação de (1) e (2)];

(4) 0,426 para CR1, 0,664 para CR2, 0,411 para CR3 e 0,457 para CR4 [análise de componentes principais].

Tabela 4.A.4: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas (I) - Inclusão de regressores adicionais

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	0.757 [3.610]	0.621 [3.755]	0.673 [3.603]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	-2.617 [10.247]	-2.673 [10.484]	-2.613 [10.119]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	2.397 [6.895]	2.683 [6.955]	2.596 [6.721]
$\Delta VOLTT$	-0.417 [0.243]+	-0.418 [0.185]*	-0.339 [0.167]*
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.450 [0.275]	0.440 [0.226]+	0.370 [0.206]+
$\Delta VOLPC$	0.869 [1.139]	0.527 [1.129]	0.342 [1.161]
PED	0.469 [0.674]	0.812 [0.790]	0.795 [0.735]
$\Delta ABCOM$	-0.023 [0.047]	-0.024 [0.047]	-0.025 [0.046]
$\Delta ABCOM \cdot PED$	0.040 [0.043]	0.035 [0.043]	0.001 [0.045]
$\Delta CBAN$		0.037 [0.022]+	
$\Delta CPRIV$			0.023 [0.027]
constante	-0.107 [0.244]	-0.514 [0.396]	-0.374 [0.342]
Observações	62	61	59
Identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson	17.00	17.49	17.62
(valor-p)	0.01	0.01	0.01
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	19.56	20.25	20.53
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Estatística-J de Hansen	2.23	3.05	4.83
(valor-p)	0.82	0.69	0.44

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

- (1) inclui ABCOM e ABCOM*PED como regressores;
- (2) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CBAN como regressores;
- (3) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CPRIV como regressores.

Tabela 4.A.5: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas (II) - Exclusão/ponderação de observações e uso de indicador alternativo de imperfeições

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	0.311 [3.087]	-1.735 [3.986]	0.930 [1.823]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	-1.361 [8.768]	3.187 [10.796]	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$	1.579 [5.919]	-0.860 [7.080]	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^*$			-2.958 [5.062]
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^{*2}$			2.652 [3.274]
$\Delta VOLTT$	-0.401 [0.231]+	-0.516 [0.270]+	-0.371 [0.212]+
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.436 [0.255]+	0.551 [0.295]+	0.303 [0.210]
$\Delta VOLPC$	0.731 [0.874]	0.907 [0.945]	0.371 [0.811]
PED	0.709 [0.498]	0.869 [0.599]	0.619 [0.471]
constante	-0.241 [0.305]	-0.489 [0.407]	-0.231 [0.296]
Observações	62	61	53
Identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson (valor-p)	16.49 0.01	11.88 0.06	15.23 0.01
Teste- χ^2 de Cragg-Donald (valor-p)	18.89 0.00	13.12 0.04	17.64 0.00
Estatística-J de Hansen (valor-p)	3.07 0.69	2.71 0.74	1.52 0.82

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

(1) Observações ponderadas pelo PIB médio de cada país no período 1981-86;

(2) Exclusão do Brasil da amostra;

(3) Indicador de custos jurídicos μ^* inclui estimativa dos custos associados à corrupção.

Tabela 4.A.6: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas sob $\beta_3 = 0$ (I) - Inclusão de regressores adicionais

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	-0.515 [0.335]	-0.837 [0.322]**	-0.730 [0.286]*
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	0.969 [0.525]+	1.384 [0.482]**	1.307 [0.452]**
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^2$			
$\Delta VOLTT$	-0.460 [0.210]*	-0.467 [0.130]**	-0.370 [0.134]**
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.492 [0.226]*	0.487 [0.154]**	0.400 [0.164]*
$\Delta VOLPC$	0.689 [1.037]	0.286 [0.926]	0.103 [0.979]
PED	0.431 [0.698]	0.815 [0.777]	0.790 [0.721]
$\Delta ABCOM$	-0.035 [0.031]	-0.039 [0.030]	-0.038 [0.032]
$\Delta ABCOM \cdot PED$	0.049 [0.048]	0.044 [0.046]	0.007 [0.046]
$\Delta CBAN$		0.042 [0.019]*	
$\Delta CPRIV$			0.027 [0.025]
constante	-0.146 [0.234]	-0.609 [0.345]+	-0.461 [0.302]
Observações	62	61	59
Identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson	44.03	41.02	46.55
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	64.13	58.49	70.87
(valor-p)	0.00	0.00	0.00
Estatística-J de Hansen	1.93	2.84	4.54
(valor-p)	0.93	0.83	0.60

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

- (1) inclui ABCOM e ABCOM*PED como regressores;
- (2) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CBAN como regressores;
- (3) inclui ABCOM, ABCOM*PED e CPRIV como regressores.

Tabela 4.A.7: Custos jurídicos e volatilidade macroeconômica: especificações alternativas sob $\beta_3 = 0$ (II) - Exclusão/ponderação de observações e uso de indicador alternativo de imperfeições

Variável dependente: $\Delta VOLPIB$	(1)	(2)	(3)
$\Delta VOLTJ$	-0.527 [0.324]	-1.238 [0.613]*	-0.554 [0.266]*
$\Delta VOLTJ \cdot \mu$	1.001 [0.499]*	1.853 [0.742]*	
$\Delta VOLTJ \cdot \mu^*$			1.137 [0.396]**
$\Delta VOLTT$	-0.426 [0.214]*	-0.499 [0.230]*	-0.426 [0.202]*
$\Delta VOLTT \cdot PED$	0.460 [0.229]*	0.534 [0.243]*	0.360 [0.204]+
$\Delta VOLPC$	0.655 [0.902]	0.932 [0.933]	0.229 [0.878]
PED	0.689 [0.514]	0.866 [0.581]	0.639 [0.505]
constante	-0.287 [0.290]	-0.452 [0.330]	-0.365 [0.304]
Observações	62	61	53
Identificação/sobreidentificação			
Teste-RV de Anderson	47.23	16.71	50.56
(valor-p)	0.00	0.02	0.00
Teste- χ^2 de Cragg-Donald	70.81	19.23	84.60
(valor-p)	0.00	0.01	0.00
Estatística-J de Hansen	2.62	2.81	1.83
(valor-p)	0.85	0.83	0.87

Erros-padrão em colchetes (** significativo a 1%; * significativo a 5%; + significativo a 10%)

Estimação pelo método de variáveis instrumentais (VI).

Modificações em relação à especificação básica:

(1) Observações ponderadas pelo PIB médio de cada país no período 1981-86;

(2) Exclusão do Brasil da amostra;

(3) Indicador de custos jurídicos μ^* inclui estimativa dos custos associados à corrupção.