



Série de Textos para Discussão do Curso de Ciências Econômicas

Texto para Discussão n. 004

Mobilidade de Capitais e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas a Partir da Estimação de um Modelo Dinâmico com Dados em Painel

Sérgio Fornazier Meyrelles Filho

Goiânia

Junho de 2009

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
(GPT/BC/UFG)

Meyrelles Filho, Sérgio Fornazier.
M615m Mobilidade de capitais e crescimento econômico
[manuscrito]: evidências empíricas a partir da estimação de um
modelo dinâmico com dados em painel / Sérgio Fornazier
Meyrelles Filho. – 2009.
42 f., tabs. – (Série de Textos para Discussão do Curso de
Ciências Econômicas ; n. 4).

Bibliografia.
Apêndice.

1. Desenvolvimento Econômico 2. Balanço de Pagamento
3. Mobilidade de Capitais I. Universidade Federal de Goiás, **Escola**
de Agronomia e Engenharia de Alimentos. II. Título.

CDU:

330.34(81)

Mobilidade de Capitais e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas a Partir da Estimação de um Modelo Dinâmico com Dados em Painel

Sérgio Fornazier Meyrelles Filho *

Universidade Federal de Goiás

Resumo

A análise econômica convencional sobre a relação entre mobilidade internacional de capitais e crescimento vivencia um sério impasse. Embora, sob essa ótica, existam fortes razões teóricas favoráveis à percepção de que o livre movimento de capitais é favorável ao crescimento mais acelerado das economias nacionais que se integram ao comércio internacional de ativos, é fato que as evidências empíricas hoje existentes nesse sentido são reconhecidamente frágeis. Ademais, uma vez considerada a concepção subjacente à maioria dos estudos empíricos sobre o tema, não surpreende que as questões relativas ao equilíbrio do balanço de pagamentos estejam, impropriamente, ausentes dessa análise. Neste trabalho, empreendemos um esforço com vistas a contribuir para o avanço do referido debate mediante a realização de um estudo com dados em painel. A análise econométrica proposta tem como base o método de estimação originalmente desenvolvido por Blundell-Bond (1998), que constitui o estimador denominado *System GMM*. Para efeito complementar, estimativas geradas com *pooled OLS* são também reportadas.

Palavras-chave: crescimento econômico; balanço de pagamentos; mobilidade de capitais.

Abstract

The mainstream economics view about capital mobility and economic growth faces a serious dilemma. Although in this perspective strong theoretical arguments support the view that free capital movements act to accelerate growth in the economies integrated to the international capital markets, actual empirical evidence is known to be fragile. Furthermore, once considered the theoretical conception underlying the vast majority of those studies is not surprise that the questions associated with the balance of payments equilibrium have been improperly absent from the analysis. This work presents an integrated effort in order to contribute for the mentioned debate through a panel data study. The econometric analysis proposed is based on the estimation methodology developed by Bundell-Bond (1998) from which emerged the so-called *System GMM* estimator. Pooled OLS estimates are also reported as a complement.

Key words: Economic growth; balance of payments; capital mobility.

*Doutor em Economia. Professor de Economia da UFG.

1. INTRODUÇÃO

A análise econômica convencional sobre a relação entre mobilidade internacional de capitais e crescimento vivencia um sério impasse. Embora, sob essa ótica, existam fortes argumentos teóricos favoráveis à tese de que o livre movimento de capitais é desejável no que diz respeito ao crescimento mais acelerado das respectivas economias nacionais, é fato que as evidências empíricas nesse sentido são reconhecidamente frágeis. Uma importante dificuldade encontrada nessa literatura refere-se à adequada mensuração da mobilidade de capitais em diferentes economias ao longo do tempo. Ademais, uma vez considerada a concepção subjacente à esmagadora maioria dos estudos empíricos sobre o tema, não surpreende que as questões relativas ao equilíbrio do balanço de pagamentos estejam, impropriamente, ausentes dessa análise. Neste trabalho, empreendemos um esforço com vistas a contribuir para o avanço do referido debate mediante a realização de um estudo com dados em painel.

O presente artigo está organizado em três seções, aparte esta introdução e considerações finais. Inicialmente, discutimos as controvérsias que cercam a mensuração do grau de liberdade dos fluxos internacionais de capital vigente em diferentes circunstâncias. Nessa ocasião, apresentamos o que atualmente constitui, por assim dizer, o estado da arte no que tange a esse importante tópico. Em seguida, oferecemos um breve panorama da literatura empírica sobre mobilidade de capitais e crescimento, discutindo as diferentes abordagens e conclusões obtidas no âmbito de estudos considerados dentre os mais influentes nessa área. Finalizando, propomos uma análise econométrica desse objeto calcada na estimação de um modelo dinâmico com dados em painel. O estudo utiliza observações referentes a 80 economias, em diferentes estágios de desenvolvimento, nos anos de 1979 a 2003. As regressões foram especificadas de modo a incorporar a restrição externa ao crescimento como elemento potencialmente relevante na relação em estudo. O estimador *system* GMM, originalmente desenvolvido por Blundell e Bond (1998), serve como base para essa análise. Estimativas preliminares, realizadas com *pooled* OLS, são também reportadas.

2. CONTROVÉRSIAS SOBRE A MENSURAÇÃO DA MOBILIDADE DE CAPITAIS

Mensurar a mobilidade dos fluxos de capital é, reconhecidamente, uma tarefa que encerra severas complicações práticas e conceituais. Um primeiro aspecto a ser considerado quando analisamos esse problema refere-se ao fato de que, de modo progressivo, as transações financeiras internacionais assumem formas variadas, originando fluxos de capital de

natureza também distintas. Por outro lado, conforme documentado por inúmeros estudos,¹ existe uma considerável diversidade quanto aos possíveis instrumentos de intervenção sobre esses fluxos, utilizados pelos vários países com objetivos distintos, em arranjos, muitas vezes, complexos e pouco inteligíveis. Além disso, quando implementados, os mecanismos de controle apresentam um grau de eficácia que é variável, no espaço e no tempo. No tocante a esse último aspecto existem duas questões centrais que precisam ser analisadas, quais sejam, o nível de rigor com que tais políticas são efetivamente administradas, e, em última análise, o grau de evasão ao qual estão submetidas. Nesse contexto, diversos indicadores têm sido propostos para capturar a extensão da mobilidade internacional de capitais em diferentes economias ao longo do tempo. Existem, basicamente, dois tipos de indicadores sugeridos por essa literatura: os indicadores qualitativos e os quantitativos. O primeiro grupo utiliza informações referentes à legislação vigente como recurso de mensuração do grau de liberdade dos movimentos de capital; os indicadores quantitativos, por outro lado, mensuram a mobilidade internacional de capitais com base no comportamento efetivo desses fluxos ou de variáveis macroeconômicas estratégicas como, juros, poupança e investimento.

2.1 Indicadores qualitativos mais conhecidos

Alguns dos indicadores utilizados com maior frequência nos estudos recentes são construídos a partir das informações compiladas anualmente pelo Fundo Monetário Internacional, em seu *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*. Esse documento, publicado pelo FMI a partir de 1950, apresenta desde 1967 uma tabela síntese onde, até 1996, uma linha específica (E.2) denominada *Restrictions on Payments for Capital Transactions*, informava se os respectivos países membros haviam feito uso de alguma forma de restrição cambial no tocante aos pagamentos de obrigações externas referentes às transações de capital dos seus residentes. Essa classificação permite gerar uma variável *dummy* (IMF) utilizada por alguns analistas como índice de controle de capitais (veja, por exemplo, EICHENGREEN; LEBLANG, 2002). Essa variável assume um valor igual a 1, em determinado ano, se de acordo com a referida informação fornecida pelo Fundo o país impôs restrições na conta de capitais e zero no caso contrário. Um indicador correlato, denominado *Share*, mede a proporção de anos num determinado período onde, de acordo com essa mesma classificação, os respectivos países mantiveram suas contas de capital livres de restrições.²

¹ Confira, dentre outros, Edwards (1999), Ariyoshi *et al.* (2000) e Schulze (2000).

² Ou, alternativamente, a proporção de anos no período em que a conta de capitais esteve sujeita a restrições.

Esses índices, a despeito de sua popularidade, apresentam sérias limitações. Primeiramente, conforme destacado por Quinn (1997), a informação sumarizada pelo FMI considera (até 1996) somente restrições sobre transações de residentes, desconsiderando, portanto, importantes aspectos concernentes ao grau de abertura financeira das economias domésticas como, por exemplo, a possível presença de restrições sobre a entrada de recursos financeiros de agentes não-residentes. Em segundo lugar, eles simplesmente estabelecem uma classificação do tipo *on/off*, com se existissem apenas soluções de canto no que se refere ao grau de abertura da conta de capitais em determinado ano, desconsiderando qualquer forma possível de gradação do nível desejado de controle.³

De fato, indicadores do tipo *IMF* e *Share* pouco informam sobre a intensidade com que os mecanismos de intervenção existentes são efetivamente implementados e sobre sua eficácia no que diz respeito a restringir a mobilidade dos fluxos de capital. Cabe notar, nesse sentido, que as informações relativas à presença de controle de capitais, compiladas pelo Fundo Monetário em seu *Annual Report*, baseiam-se essencialmente em normas, regras e leis informadas, periodicamente, pelos respectivos países membros. Todavia, segundo Edwards (1999; 2001), as evidências históricas apontam para uma considerável divergência entre o grau de controle descrito pelas restrições oficiais e o grau de controle sobre os fluxos de capital efetivamente praticado pelos diversos países ao longo do tempo. De acordo com esse autor:

“There is ample historical evidence suggesting that there have been significant discrepancies between the legal and the actual degree of capital controls. In countries with severe impediments to capital mobility-including countries that have banned capital movement-, it does not take a long time for the private sector to find ways to get around the restrictions.”(2001, p. 4).

³ Indicadores similares (também baseados nas informações sumarizadas anualmente pelo FMI) foram recentemente propostos por Mody e Murshid (2002) e Chinn e Ito (2002), enquanto possíveis avanços no sentido de amenizar tais limitações. De modo geral, tais indicadores buscam incorporar informações relativas à existência de restrições sobre pagamentos em conta corrente e taxas múltiplas de câmbio enquanto possíveis fatores indicativos dos esforços empreendidos pelas autoridades locais com vistas a evitar a evasão do controle de capitais e de garantir sua implementação efetiva.

Portanto, conclui o argumento, é mais fácil identificar se os controles de capitais existem no papel do que se eles são de fato administrados de forma rigorosa e/ou se os mesmos estão ou não sujeitos a um elevado grau de evasão.⁴

Uma dificuldade adicional, de ordem prática, diz respeito à utilização dos referidos indicadores no período posterior a 1996, em razão de uma mudança na metodologia de classificação empregada pelo FMI na elaboração do seu relatório anual. Anteriormente, conforme discutimos, um único campo, E.2, resumia se os diversos países impunham ou não restrições na conta de capitais. Entretanto, desde 1997, o relatório passou a especificar 11 categorias de transações passíveis de controles, incluindo operações nos mercados de ações e investimento direto. Torna-se necessário, portanto, compatibilizar essas duas metodologias de modo a estender a série para o período mais recente.

Em favor dos indicadores qualitativos em questão, pode-se destacar que a presença de restrições sobre pagamentos na conta de capitais constitui uma boa *proxy* para a existência de controles em termos mais gerais. Um segundo, e talvez mais decisivo, argumento refere-se à sua disponibilidade em base anual para um numeroso conjunto de países ao longo de um considerável intervalo de tempo.

Também com base no *Annual Report* do FMI, Dennis Quinn (1997) propõe um indicador alternativo de abertura da conta de capitais (*Quinn*) que busca capturar, não apenas a presença, como também o nível de rigor com que os controles existentes são administrados pelas autoridades locais. Nesse sentido, Quinn vai além de uma categorização binária do regime de conversibilidade da conta de capitais, sugerindo uma escala para o grau de abertura, que vai de 0 a 4, com acréscimos de 0,5. Essa escala considera separadamente as restrições sobre a entrada e a saída de recursos financeiros. Cada uma dessas dimensões determina uma escala de 0 a 2, que somadas resultam no índice de abertura. Um *score* mais elevado significa um maior grau de abertura da conta de capitais (e, portanto, um menor grau de controle de capitais). A construção do índice é realizada a partir da leitura cuidadosa do texto (não de uma linha específica) do *Annual Report*, por dois indivíduos, de forma separada, onde cada um desses codificadores (*coders*) atribui, para cada país em cada ano, e com base em regras pré-definidas, um *score* na escala de 0 a 4.⁵

⁴ Edwards (2001) destaca o sobre-faturamento das importações e o sub-faturamento das exportações de bens e serviços como os mecanismos de evasão mais comumente utilizados.

⁵ Caso haja divergência no *score* atribuído por cada um desses codificadores, essas diferenças são posteriormente compatibilizadas, muito embora Quinn (1997, p. 544) não deixe claro os procedimentos de compatibilização.

As regras para atribuição de *scores* (*coding rules*) são, em considerável medida, arbitrárias. De acordo com a classificação proposta por Quinn (1997), restrições de ordem administrativa (controles quantitativos, por exemplo) são, por definição, mais restritivas do que o controle baseado na taxação das respectivas operações (via mecanismo de preços, portanto). Em linhas gerais, um *score* igual a zero, $Q=0$, significa que as transações em questão são objeto de proibição sumária; $Q=0,5$, caso haja necessidade de aprovação pelas autoridades competentes, sendo que a mesma é ocasionalmente obtida; $Q=1,0$, se a aprovação é necessária e freqüentemente obtida. Da mesma forma, $Q=1$, se a aprovação não é requerida, mas as transações são objeto de taxação pesada; $Q=1,5$ se a aprovação não é requerida e as transações são moderadamente taxadas; e, por fim, $Q=2,0$ se não há necessidade de aprovação e as operações não são objeto de taxação. A análise contempla informações sobre 64 países (dos quais 21 são membros da OCDE), no período 1950-1994. Todavia, o índice de abertura está disponível para a totalidade dessa amostra em apenas quatro anos: 1958, 1973, 1982 e 1988. Esse fator limita, de modo substancial, o uso do indicador no âmbito de estudos com dados em painel. Na verdade, Quinn utiliza esse índice, em nível, para derivar uma medida que expressa a variação do grau de abertura em determinado período. Assim, por exemplo, $\Delta Quinn(1958-1988) = Quinn(1988) - Quinn(1958)$. O autor usa essa medida de variação para estudar os efeitos da liberalização da conta de capital sobre o crescimento econômico, conforme discutimos mais adiante.

Nessa mesma linha, Montiel e Reinhart (1999) sugerem um outro procedimento para mensurar o nível de controle sobre a mobilidade internacional de capitais. Baseados em informações específicas referentes à legislação de 15 países emergentes,⁶ no período 1990-1996, esses autores desenvolveram um indicador (restrito a esses países) que estabelece uma gradação com três valores possíveis, 0, 1, ou 2, crescente com o grau de restrição imposto. Nessa escala, um *score* igual a zero, num determinado ano, indica que o país, na maior parte desse ano, não impôs restrições administrativas e/ou impostos sobre os influxos de capital ou, ainda, controle excessivo (para os padrões internacionais) sobre o endividamento externo das instituições financeiras domésticas. Um valor igual a 1 corresponde ao caso onde o país fez uso excessivo (*overzealous*) de regulação prudencial sobre as operações externas dessas instituições. Finalmente, o índice assume um valor igual a 2 se o país utilizou de maneira explícita medidas com vistas à restringir a mobilidade dos fluxos de capital, como proibições, requerimentos de depósito e impostos sobre transações financeiras.

⁶ São eles: Indonésia, Malásia, Filipinas, Sri Lanka, Tailândia, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, México, República Checa, Egito, Quênia e Uganda.

Esse índice, assim como o proposto por Quinn (1997), é em princípio interessante na medida em que busca refletir o nível de rigor com que os controles de capitais são implementados e não apenas sua existência do ponto de vista legal. Contudo, ambos padecem de séria limitação ao passo em que estão sujeitos a um considerável grau de subjetividade em sua construção, notadamente no que diz respeito às regras de codificação definidas por seus autores.⁷ Ademais, apesar dos esforços, a potencial discrepância entre o nível ‘legal’ e o nível ‘efetivo’ de abertura, antes referida, ainda constitui um sério obstáculo à precisa mensuração da mobilidade de capitais por intermédio de indicadores baseados nos estatutos, sobretudo no que diz respeito à questão da evasão dos mecanismos de controle. Mais especificamente, resulta possível que mesmo em situações onde as políticas de controle de capitais são administradas de forma rigorosa pelas autoridades nacionais, os mesmos estejam sujeitos a algum grau evasão. A potencial evasão do controle de capitais é, no entanto, um tópico cuja discussão demanda referência a condições econômicas específicas e a tipos de instrumentos também específicos em detrimento de qualquer tipo de generalização.

2.2 Indicadores quantitativos

Como alternativa aos indicadores construídos com base na legislação, existem alguns índices derivados a partir do comportamento efetivo de variáveis econômicas, comumente denominados de indicadores quantitativos ou baseados em resultados. Três tipos principais de medidas podem ser destacados nesse contexto.

A abordagem originalmente proposta por Feldstein e Horioka (1980) utiliza a correlação observada entre as taxas de poupança e de investimento domésticas como *proxy* para o grau de mobilidade dos fluxos de capital. Afirma-se que, sob condições de livre mobilidade a referida correlação seria próxima de zero uma vez que a poupança gerada internamente responderia às oportunidades globais de investimento ao passo que a formação de capital doméstica poderia ser financiada por poupança externa. Seguindo a mesma lógica, uma correlação estreita entre as duas séries revelaria, por outro lado, a existência de severos impedimentos aos movimentos internacionais de capital.

⁷ A subjetividade também é uma limitação que aflige em considerável medida o indicador proposto por Cardoso e Goldfajn (1997). Esses autores, com base na legislação brasileira, no período compreendido entre janeiro de 1983 e dezembro de 1995, construíram um novo índice de controle de capitais (em base mensal), definido por uma combinação linear da variação dos controles sobre a entrada e controles sobre a saída, segundo a legislação competente (medidas de controle recebem um *score* igual a 1 e as de liberalização um valor igual a -1). A ponderação utilizada na composição do indicador é definida pelos autores, segundo critérios próprios, com vista a refletir o grau de restrição imposto ao influxo líquido de capitais.

Uma crítica a essa metodologia, desenvolvida por Bayoumi (1990), ressalta que uma elevada correlação entre poupança e investimento pode refletir a existência de metas, por parte das autoridades econômicas locais, quanto ao saldo das transações correntes antes que considerações relativas à imposição de controles de capitais. Reinhart e Rogoff (2004) observam, alternativamente, que essa correlação é particularmente sensível em relação ao nível de aversão ao risco presente nos mercados internacionais de capital, não refletindo, necessariamente, a existência ou não de restrições domésticas aos fluxos internacionais de capital. Outro aspecto importante a ser considerado é que, ao inferir o grau de correlação entre poupança e investimento com base em análise de regressão, a abordagem Feldstein-Horioka supõe a mobilidade de capitais como constante ao longo do período de estimação, fator que limita consideravelmente o escopo para a utilização do indicador.

Uma segunda abordagem de natureza quantitativa utiliza diferentes condições de arbitragem entre as taxas domésticas de juros e uma taxa ‘internacional’ de referência como base para mensurar a mobilidade de capitais ao longo do tempo. De acordo com essa interpretação, o desvio da taxa doméstica em relação à taxa de paridade, seja ela coberta ou descoberta, constitui uma boa medida para o grau de restrição imposto ao livre movimento dos fluxos internacionais de capital. Contudo, esse tipo de estratégia também enfrenta limitações. Um obstáculo imediato reside na insuficiência, ou mesmo na completa ausência, dos dados necessários para um conjunto expressivo de países. O problema é, em princípio, mais sério quando se utiliza a paridade coberta dos juros considerando-se que a existência de mercados futuros de câmbio é, em boa medida, restrita aos países desenvolvidos e aos países emergentes mais avançados do ponto de vista financeiro.⁸ Tendo esse aspecto em conta, alguns estudos utilizam como referência a condição de paridade-juros descoberta.⁹ Todavia, essa alternativa impõe outros tipos de dificuldades, dentre elas a definição empírica de uma variável que não é passível de observação, qual seja, a expectativa quanto ao valor futuro do câmbio o que, fatalmente, implica algum grau de arbitrariedade. Adicionalmente, e sobretudo quando se analisa períodos curtos de tempo, faz-se necessário considerar a possível interferência gerada por políticas de administração cambial e/ou das taxas internas de juros.

Por fim, medidas para o grau de abertura aos movimentos internacionais de capital podem ser derivadas a partir da magnitude efetiva dos fluxos de entrada e saída de recursos financeiros de uma economia em determinado período. O procedimento usual nesse sentido

⁸ Esse ponto é ressaltado por Eichengreen (2001) e Edison; Klein *et al.* (2002).

⁹ Confira Edwards e Kahn (1985) e Montiel (1993).

consiste em calcular a soma dos fluxos de entrada e saída de capitais (em valores absolutos) como proporção do PIB para um dado ano (*Fluxos*). Conforme notado por Kraay (1998), esse indicador é análogo, em termos de sua concepção, ao tradicional indicador de abertura ao comércio definido pela razão entre a soma exportações mais importações e o PIB da economia naquele ano. Lane e Milesi-Ferretti (2001) sugerem uma variante para esse procedimento que utiliza a soma dos ativos e obrigações externas da economia, estimados em base anual a partir das séries de fluxos tomadas cumulativamente, dividida pelo PIB (*Estoques*). Os próprios autores reconhecem, no entanto, que os estoques estimados são particularmente sensíveis com relação às variações das taxas de câmbio e dos preços dos ativos financeiros. Por outro lado, uma possível objeção ao indicador baseado em fluxos decorre de que esses fluxos são notadamente suscetíveis a uma variedade de influências que escapam muitas vezes ao controle das políticas econômicas, como no caso de crises externas por exemplo. Isso implica que o referido indicador pode flutuar de um ano para outro por razões independentes das políticas domésticas relativas ao grau de abertura financeira. Entretanto, essa limitação é, em certa medida, atenuada quando se observa o valor médio do indicador em sucessivos anos o que, nesse caso, é facilitado por uma ampla disponibilidade de dados, fornecidos por intermédio dos organismos econômicos multilaterais.

3. BREVE PANORAMA DA LITERATURA EMPÍRICA¹⁰

Com base em diferentes abordagens e recursos metodológicos, os estudos empíricos sobre a relação entre mobilidade de capitais e crescimento apresentam um rico e variado conjunto de resultados. Em uma perspectiva geral é possível identificar três questões centrais que norteiam essa crescente literatura. A primeira e mais geral investiga a existência de uma relação estatística robusta entre a abertura aos movimentos de capitais e o crescimento econômico de longo prazo em diferentes grupos de países; a segunda indaga se essa relação é diferente para as economias desenvolvidas e em desenvolvimento; por fim, questiona-se em que medida a existência de efeitos diferenciados poderia ser explicada como resultante de distintos estágios de desenvolvimento financeiro, institucional e/ou do grau de estabilidade do ambiente e das políticas macro vigentes nas diferentes economias.

Nesse debate, Grilli e Milesi-Ferretti (1995) não encontram evidências de associação significativa entre a existência de restrições aos movimentos de capitais e o crescimento

¹⁰ O quadro 1, situado em anexo, serve como complemento às informações aqui apresentadas.

econômico no período 1966-1989, analisando-se uma amostra composta por 61 países desenvolvidos e em desenvolvimento. Esse estudo utiliza o tradicional indicador *Share* para o grau de restrição na conta de capitais, aqui complementado por dois indicadores, similarmente construídos, refletindo a existência de restrições na conta corrente e regimes múltiplos de câmbio. Segundo os autores, essa informação adicional é válida para obter uma mensuração mais abrangente do controle de capitais e de capturar, ainda que de forma imperfeita, a intensidade ou rigor com que essas restrições são implementadas nas diferentes economias.

Em um estudo amplamente citado, Rodrik (1998) obtém resultados semelhantes. Contemplando informações relativas a uma *cross-section* de aproximadamente 100 países no período compreendido entre 1975 e 1989, o estudo não encontra evidências de que os países mais integrados aos mercados internacionais de capital tenham crescido mais rapidamente e conclui que, *coeteris paribus*, a existência de controle de capitais é essencialmente não correlacionada com a performance econômica de longo prazo. As variáveis explicativas utilizadas incluem o produto *per capita* e uma medida da situação educacional do país, ambos mensurados no início do período, um índice de qualidade das instituições governamentais e *dummies* regionais para o leste da Ásia, América Latina e África sub-sahariana.

Por outro lado, as estimativas apresentadas por Quinn (1997) apontam para uma forte relação causal positiva entre a liberalização da conta de capitais e o crescimento econômico de longo prazo. Comparando esses resultados com aqueles obtidos por Rodrik, Eichengreen (2001) sugere que as diferentes conclusões poderiam estar, em parte, relacionadas à composição das amostras e mais precisamente ao menor peso relativo dos países em desenvolvimento na amostra analisada por Quinn, composta por 64 países no período 1960-1989.

De acordo com Kraay (1998), os indícios de que a abertura financeira favorece o crescimento mostram-se frágeis, assim como as evidências de que essa relação é significativamente mediada pela existência de políticas e instituições adequadas. O *paper* propõe um estudo de uma ampla amostra de economias, em diferentes estágios de desenvolvimento, entre 1985 e 1997. Três indicadores de abertura financeira são considerados, *Share*, *Quinn* e o indicador quantitativo baseados nos fluxos de capital como proporção do PIB. Apenas nesse último caso existe razoável evidência de um impacto positivo da liberalização. Esse efeito, contudo, é basicamente restrito à estimação por OLS, não diferindo de zero quando a regressão é estimada com variáveis instrumentais. No que se

refere aos aspectos institucionais, as evidências de que eles exercem um papel mediador significativo na relação em estudo são escassas, e quando existentes com frequência apontam para resultados contra-intuitivos segundo o autor.¹¹ Segundo Kraay, em termos gerais os resultados parecem sugerir que o impacto da abertura financeira é mais favorável nos países onde a qualidade das políticas e instituições locais é inferior.

Utilizando os indicadores de abertura de *Quinn*, Edwards (2001) identifica evidências de um forte impacto positivo da integração financeira sobre o crescimento médio de 62 economias, desenvolvidas e em desenvolvimento, ao longo da década de 1980. De acordo com o estudo, esse resultado mostra-se robusto quanto à utilização de diferentes procedimentos de estimação, muito embora o referido efeito não seja estatisticamente diferente de zero quando estimado utilizando-se um índice de abertura do tipo *Share*. As variáveis de controle utilizadas incluem a taxa média de investimento, a escolaridade média em 1965, como *proxy* para o capital humano e a renda *per capita* também em 1965 enquanto medida para o nível de atividade econômica inicial. A análise encontra também fortes evidências de que o efeito da mobilidade de capitais sobre o crescimento econômico é mais favorável às economias desenvolvidas *vis-à-vis* as economias em desenvolvimento. Introduzindo uma variável de interação do grau de abertura (segundo *Quinn*) com a renda per capita em 1980, como medida para o nível inicial de desenvolvimento econômico, Edwards obtém resultados que conferem suporte à hipótese de efeito diferenciado e, mais ainda, de que o impacto da abertura financeira pode ser negativo em países muito pobres.¹² Concluindo, o estudo sugere que esse impacto diferenciado seria possivelmente um reflexo dos diferentes estágios de desenvolvimento financeiro vigentes nesses países e que um certo nível mínimo de sofisticação dos mercados financeiros locais seria pré-requisito para um impacto favorável do livre fluxo de capitais.

A validade dessas conclusões é questionada por Arteta *et al.* (2001). Seus resultados apontam em termos gerais para um efeito positivo da maior mobilidade de capitais sobre o crescimento no longo prazo. Tais evidências, contudo, revelam-se sensíveis não apenas com relação ao indicador do grau de abertura utilizado, mas ao período analisado e ao método de estimação empregado. Ainda mais frágeis, ressalta esse estudo, são as evidências de que o

¹¹ Por exemplo, que a transição de um regime de total fechamento para total abertura da conta de capitais pode ter um impacto positivo sobre o crescimento em países com níveis relativamente elevados de corrupção e negativos onde esse nível é baixo.

¹² O efeito médio estimado por Edwards(2001) é positivo para os 21 países desenvolvidos da amostra e negativo para os países em desenvolvimento. Em apenas cinco países emergentes o efeito estimado é positivo positivo: Israel, Venezuela, Hong Kong e Singapura.

referido efeito é diferente ou mesmo negativo nos países cuja renda *per capita* é em princípio mais baixa. Além disso, a análise realizada não encontra evidências de que o impacto da liberalização da conta de capitais seja significativamente condicionado pelo grau de desenvolvimento financeiro doméstico. Os resultados são mais favoráveis quanto à importância de um ambiente institucional que garanta o adequado cumprimento das leis e respeito às obrigações contratuais existentes. Todavia, conclui-se que mais importante para assegurar um impacto positivo da integração financeira sobre o crescimento seria a prévia eliminação de acentuados desequilíbrios ou distorções macroeconômicas, evidenciados na análise em questão pela existência de um elevado prêmio no mercado paralelo de câmbio.¹³

Eichengreen e Leblang (2002), utilizando dados em painel, apresentam evidências de que o impacto da liberalização sobre o crescimento é contingente ao grau de estabilidade observado no sistema financeiro internacional. Assim, em períodos de maior estabilidade no cenário externo, o impacto da abertura da conta de capitais tenderia a ser positivo, prevalecendo sua influência benéfica sobre a eficiência alocativa nas economias domésticas. Por outro lado, em momentos de elevado nervosismo nos mercados internacionais, com freqüentes crises financeiras e acentuado risco de contágio, o efeito líquido da mobilidade irrestrita dos fluxos de capital poderia revelar-se desfavorável e a utilização de controles, nesse sentido, desejável. Uma outra conclusão importante nesse estudo ressalta que a vulnerabilidade às crises externas seria maior em países onde a regulação financeira doméstica mostra-se deficiente, sendo, portanto, seu fortalecimento uma condição necessária para que a plena integração aos mercados internacionais de capital possa estimular o crescimento.

Ao contrário do que ocorre em outros estudos, os resultados de Edison, Klein *et al.* (2002) sugerem que o impacto positivo da abertura aos fluxos de capital é mais pronunciado no caso dos países menos desenvolvidos. Todavia, o trabalho encontra também fortes indícios de que essa conclusão é fortemente influenciada pelo desempenho dos países emergentes do leste asiático no período analisado, que compreende o intervalo 1976-1995.¹⁴ O impacto é menos robusto para os demais países da amostra. Para as economias latino-americanas, em particular, o efeito estimado da liberalização sobre o crescimento é negativo quando se utiliza o indicador *Share* como *proxy* para o grau de abertura financeira.

¹³ Definido como o prêmio percentual sobre a taxa de câmbio oficial.

¹⁴ É interessante notar, no que tange a esse ponto, que o período analisado é anterior à eclosão da violenta crise cambial/financeira vivenciada pelos países emergentes do leste da Ásia ao final da década de 1990, com severos prejuízos para a economia desses países.

Com base em minuciosa investigação econométrica, Edison; Levine *et al* (2002) concluem haver modesto suporte estatístico para a hipótese de que a relação observada entre integração financeira e crescimento seja significativamente restringida pelas condições econômicas iniciais, pelo grau de desenvolvimento financeiro e institucional dos países analisados ou mesmo pelas políticas e condições macroeconômicas vigentes. Existem, porém, indícios nesse estudo que conferem algum suporte à idéia de que o impacto positivo da abertura financeira poderia ocorrer mediante o desenvolvimento da intermediação financeira doméstica.

Essa hipótese é examinada de modo sistemático por Klein e Olivei (2005). Os autores propõem uma análise estruturada em duas etapas, com base em dados relativos a 87 países no período 1976-1995. Inicialmente, investigam se a liberalização da conta de capitais é significativamente associada com o aprofundamento da intermediação financeira como *proxy* para o desenvolvimento financeiro doméstico.¹⁵ Em um segundo momento, estudam a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Os resultados obtidos mostram que uma maior mobilidade de capitais exerce, em geral, um forte estímulo sobre o desenvolvimento financeiro local. Contudo esse impacto positivo mostra-se essencialmente restrito aos países mais desenvolvidos da amostra. As estimativas relativas ao crescimento, por sua vez, sugerem que o mesmo é positivamente influenciado pelo maior desenvolvimento financeiro. Com base no conjunto das evidências obtidas, Klein e Olivei (2005) concluem que a abertura financeira tende a estimular o crescimento nas economias desenvolvidas mas não nas economias em desenvolvimento. Segundo os autores, esse resultados ressaltam a importância de garantir instituições fortes e políticas macroeconômicas saudáveis previamente ao processo de remoção do controle sobre os fluxos de capital.

4. ANÁLISE EMPÍRICA

A contribuição proposta neste capítulo é realizada mediante a estimação de um modelo dinâmico com dados em painel, tendo como base a abordagem originalmente proposta por Blundell e Bond (1998). O cerne do estudo reside na investigação das evidências empíricas sobre a existência de uma relação significativa entre mobilidade de capitais e crescimento, do caráter diferenciado dessa relação em países em distintos estágios de desenvolvimento e, de

¹⁵ Essa identificação é um procedimento padrão no âmbito dessa literatura. Duas medidas usualmente utilizadas nesse contexto são: a) o passivo líquido do setor financeiro como proporção do PIB; b) o crédito concedido ao setor privado da economia, também com relação ao PIB. Para uma discussão detalhada sobre esse tópico, vide Levine (1997).

extrema importância para o avanço do debate, da relevância do balanço de pagamentos para o entendimento dessa relação. Esse último aspecto é introduzido na análise mediante duas variáveis centrais, definidas em consonância com a análise teórica previamente apresentada. A primeira e mais geral, o crescimento das exportações, variável-chave nos modelos de crescimento econômico com restrição externa;¹⁶ a segunda variável, por sua vez, foi construída com vistas a mensurar o impacto do endividamento externo sobre o crescimento nas economias menos desenvolvidas.

4.1. Metodologia

A amostra analisada abrange 80 países, observados no período 1979-2003. Esse intervalo foi dividido em 5 períodos de igual amplitude, não sobrepostos, de modo que, excluindo eventual ausência de dados, temos, em princípio, 5 observações para cada país. A amostra se subdivide em dois grupos de países, desenvolvidos e em desenvolvimento. O primeiro grupo, composto por 22 países que eram membros da OCDE no início do período em análise. O grupo dos países em desenvolvimento, bem mais amplo, consiste de 58 economias situadas em diferentes regiões.

4.1.1 Especificação do modelo

Conforme notado por Baltagi (2005), muitas relações econômicas são intrinsecamente dinâmicas, definidas a partir da interação contínua dos seus mecanismos internos de ajustamento. Essa proposição geral é certamente válida quando se analisa o processo de crescimento econômico. No âmbito da análise empírica, o uso de dados em painel, em si, possibilita ao pesquisador um melhor entendimento desse caráter dinâmico, *vis-à-vis* uma análise de *cross-section*. Esse entendimento é ainda mais preciso quando a natureza dinâmica do processo é explicitamente modelada. Em econometria, os modelos dinâmicos de dados em painel são definidos pela presença da variável dependente defasada (em *lags*) dentre os regressores. A consideração explícita do elemento dinâmico permite controlar para a possível existência de correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores contemporâneos das demais variáveis explicativas, eliminando assim potenciais fontes de viés dos estimadores associadas com esse tipo de correlação.

¹⁶ Para um apanhado acerca da evolução recente dessa literatura, consultar McCombie & Thirlwall (2004).

As regressões estimadas neste trabalho têm como base a seguinte especificação geral:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$E[\mu_i] = E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0$$

Onde, x_{it} é um vetor de variáveis explicativas de dimensão $1 \times K$ e β o vetor de coeficientes, $K \times 1$, associado a esses regressores. O componente de erro do modelo, ε_{it} , é composto por dois elementos ortogonais: um componente aleatório idiossincrático v_{it} e efeitos individuais fixos constantes no tempo, μ_i .

A variável dependente é o crescimento médio do PIB real *per capita* em cada um dos cinco períodos; as variáveis explicativas incluem: a taxa média de investimento; a taxa de alfabetização da população no início do período, usada como medida para a situação educacional do país; a taxa média de inflação concebida como *proxy* para o grau de estabilidade macroeconômica; e o crescimento médio das exportações.

No caso dos países em desenvolvimento, consideramos ainda (em etapa posterior) uma nova variável explicativa de modo a medir o possível impacto do endividamento externo sobre o crescimento econômico.¹⁷ Uma gama crescente de trabalhos teóricos e empíricos chama atenção para o fato de que o progressivo endividamento externo pode efetivamente agravar a restrição imposta pelo balanço de pagamentos ao crescimento sustentado. Em particular, tal endividamento implica no pagamento de juros e, possivelmente, em crescente fragilidade das economias domésticas frente a condicionantes externos. A nova variável aqui proposta é definida pelo produto entre o nível de endividamento externo das respectivas economias no início do período- END - e a taxa anual média de juros (em termos reais) observada nos EUA no período correspondente, como medida para os juros externos – FINT. Assumimos que o preço médio do crédito no mercado norte-americano representa um bom indicador para o nível de liquidez vigente nos mercados internacionais e, por conseguinte, para as condições de financiamento do endividamento externo dos países em desenvolvimento. O endividamento externo é definido pela razão entre a dívida externa total e

¹⁷ Incluímos também *dummies* de tempo como forma de controle para possíveis efeitos temporais agregados.

o PIB, ambos mensurados em dólares correntes ao final do respectivo ano.¹⁸ Cabe ressaltar que no presente contexto é possível observar essa variável sob uma perspectiva mais abrangente, qual seja, como uma medida aproximada da magnitude do passivo externo, muito embora, conforme já ressaltado, a composição desse passivo tenha implicações importantes.

Ao contrário do que ocorre em outros estudos, optamos aqui por não modelar explicitamente a influência de fatores institucionais ou relativos ao nível de desenvolvimento financeiro doméstico. Por sua própria amplitude e complexidade, esses são aspectos de difícil definição e sua adequada mensuração também controversa. É razoável pensar que parte da possível influência desses fatores sobre o crescimento se manifesta mediante o impacto de variáveis como a taxa de investimento e a taxa inflação. Por outro lado, a introdução de efeitos individuais fixos como parte do modelo de regressão é um recurso utilizado com vistas a contornar o problema da omissão de variáveis relevantes, o que, plausivelmente, parece ser o caso em questão.

A mobilidade de capitais é mensurada e inserida como variável explicativa mediante dois indicadores alternativos, um de natureza qualitativa, outro quantitativo, seguindo o critério de classificação antes descrito. O indicador qualitativo corresponde ao que antes denominou-se *Share*. Baseado na classificação binária fornecida pelo FMI em seu *Annual Report*, esse índice mede para cada país a proporção de anos em dado período em que a conta de capitais esteve livre de restrições. Para os anos posteriores a 1995, devido à mudança no sistema de classificação empregado pelo Fundo, utilizamos a metodologia proposta por Ono *et al.* (2006) como base para a extensão da série binária e consequente obtenção do referido indicador para todos os períodos cobertos pela análise. A conta de capitais é considerada livre de restrições em um dado ano se dos dez itens especificados pelo relatório em 1997, o país utilizou controles em menos de cinco categorias.

O indicador quantitativo é calculado pela soma dos valores absolutos da entrada e saída de capitais no ano como proporção do PIB, excluindo as transações resultantes em variação nos ativos e obrigações externas das autoridades monetárias e do governo em geral. A exclusão do componente governamental, afora questões práticas, permite uma mensuração mais precisa do grau efetivo de liberdade conferido aos movimentos capitais, ao excluir, por exemplo, fluxos compensatórios e empréstimos oficiais obtidos junto aos organismos

¹⁸ Descrição detalhada das variáveis consideradas e estatísticas descritivas são apresentadas em anexo, no final do texto.

multilaterais. O indicador obtido em base anual é introduzido na análise de regressão em termos do seu valor médio em cada intervalo de 5 anos.

A seleção desses indicadores, tendo em vista as controvérsias que cercam esse objeto e a não existência de firme razão estabelecida para a escolha de um indicador específico em detrimento dos demais, obedece a critérios práticos. Nesse sentido, ressaltamos que ambos os indicadores propostos são amplamente utilizados no âmbito da literatura, adequados à utilização no contexto de dados em painel e disponíveis, em base confiável, para um amplo número de países no período amostral selecionado.

4.1.2. Abordagem econométrica

Há uma ampla literatura que trata da estimação de modelos dinâmicos com dados em painel. Uma importante referência nesse contexto, certamente, é a abordagem proposta por Arellano e Bond (1991). Esses autores desenvolveram um procedimento de estimação linear via método dos momentos generalizado (GMM) que utiliza os sucessivos valores defasados das variáveis endógenas como instrumentos para a primeira diferença dessas variáveis.

O teorema de *Gauss-Markov* nos ensina que sob as hipóteses do modelo clássico de regressão linear múltipla, o estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) apresenta variância mínima dentre os estimadores lineares não-viesados.¹⁹ Contudo, existe um problema imediato com a utilização de uma abordagem do tipo *pooled* OLS para a estimação do modelo dinâmico aqui considerado. Por construção, a variável dependente defasada é positivamente correlacionada com o efeito fixo que é parte do componente de erro do modelo, dando origem a um viés dinâmico do estimador. Em particular, esse elemento de endogeneidade tende a gerar uma sobre-estimação do coeficiente associado ao componente dinâmico, atribuindo a ele um poder preditivo que na realidade pertence aos efeitos individuais não observados.²⁰ No que tange à análise assintótica, essa correlação entre uma variável explicativa e o erro viola uma condição necessária para a consistência do estimador de mínimos quadrados ordinários.

Uma possível saída para o problema consiste em transformar os dados de modo a eliminar o efeito fixo. Um procedimento usual nesse sentido, incorporado por Arellano-Bond

¹⁹ Greene (2003), capítulos 2 e 4.

²⁰ Vide Roodman (2006).

(1991), utiliza como ponto de partida a transformação em primeira diferença. Em termos da equação (1), obtemos nesse caso:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{it} - x_{i,t-1})\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$$

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta x_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (2)$$

Contudo, pode-se observar que, realizada a transformação, a variável dependente defasada apresenta ainda um componente endógeno, tendo em vista que o termo $y_{i,t-1}$ é, por definição, correlacionado com $v_{i,t-1}$. Além disso, faz-se necessário considerar a potencial endogeneidade dos demais regressores do modelo. Nesse contexto, a solução geral consiste na utilização de variáveis instrumentais.

O enfoque desenvolvido por Arellano e Bond utiliza os valores em *lags* de $y_{i,t-1}$ como instrumentos para $\Delta y_{i,t-1}$ sob a hipótese de que não existe correlação serial em v_{it} .²¹ Satisfeita essa condição, $y_{i,t-2}$ é matematicamente relacionado com $\Delta y_{i,t-1}$ e, ao mesmo tempo, não-correlacionado com o erro em primeira diferença $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$. A medida em que o painel avança no tempo, sucessivos *lags* podem ser incorporados, gerando assim um sub-conjunto de instrumentos válidos para cada período disponível. O mesmo princípio básico se aplica no caso dos demais regressores considerados como potencialmente endógenos, observada a necessária exogeneidade dos *lags* utilizados como instrumentos com relação ao distúrbio residual diferenciado. Supondo que esses regressores sejam predeterminados, com $E(x_{it} v_{is}) \neq 0$ para $s < t$, o conjunto de instrumentos válidos para uma dada unidade de *cross-section* ($i=1, \dots, N$) pode ser delimitado como:

²¹ Esse tipo de enfoque, que remonta à contribuição de Holtz-Eakin, Newey, e Rosen (1988), opta por não assumir que bons instrumentos estejam disponíveis fora do conjunto imediato de dados. Todavia, cabe notar que instrumentos externos podem ser incorporados na análise.

$$Z_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, x'_{i1}, x'_{i2}] & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & & & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}, x'_{i1}, \dots, x'_{iT-1}] \end{bmatrix}$$

Utilizando essa notação, a matriz de instrumentos no painel é definida por $Z = [Z'_1, \dots, Z'_N]'$ e as condições de momento exploradas pelo estimador *difference GMM* de Arellano-Bond assim descritas:

$$E[y_{i,t-s} \cdot (v_{it} - v_{i,t-1})] = 0, \quad s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (3)$$

$$E[x_{i,t-s} \cdot (v_{it} - v_{i,t-1})] = 0, \quad s \geq 1; t = 3, \dots, T \quad (4)$$

Blundell e Bond (1998) observam, contudo, que, sobretudo em casos de acentuada persistência nas séries de tempo, os níveis passados de uma variável tendem a ser pouco informativos quanto às suas variações futuras. Nesse sentido, desenvolveram uma abordagem alternativa para o problema do viés dinâmico, anteriormente descrito, introduzida por Arellano e Bover (1995). Ao invés de transformar os dados, essa abordagem instrumentaliza $y_{i,t-1}$ (e demais regressores endógenos) com variáveis supostamente ortogonais ao efeito fixo. Em termos mais precisos, a idéia consiste em utilizar os sucessivos valores da primeira diferença como instrumentos para a variável em nível sob a hipótese de exogeneidade das diferenças com relação ao erro composto $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$, em (1). Assim, ao contrário de Arellano e Bond (1991), esse enfoque utiliza instrumentos em primeira diferença para a equação de regressão em nível.

De modo a se obter um estimador GMM com a máxima eficiência e menor viés possível, Blundell e Bond (1998) conjugam então as duas abordagens em um único arcabouço de estimação. Nesse sentido, combinam em um sistema a equação em primeira diferença (2) e a equação em nível (1), devidamente instrumentalizadas conforme o anteriormente descrito.

As condições de momento adicionais implicadas pela segunda parte do sistema, ou seja, a regressão em nível, podem ser assim especificadas:²²

$$E[\Delta y_{i,t-1} \cdot \mu_i] = 0, \quad t = 3, \dots, T \quad (5)$$

$$E[\Delta x_{it} \cdot \mu_i] = 0, \quad t = 3, \dots, T \quad (6)$$

O estimador resultante, denominado *system* GMM, serve de base para o estudo econométrico apresentado no presente trabalho. Considerada a validade conjunta dos instrumentos, esse estimador, implementado em dois passos (*two-step*), é assintoticamente eficiente e robusto quanto à presença de heterocedasticidade e autocorrelação no componente de erro (composto) do modelo, conforme detalhado em anexo. Para efeito de comparação, apresentamos, como complemento, estimativas realizadas com *pooled* OLS.

Ao explorar um conjunto adicional de restrições de momento, o estimador *system* GMM pode permitir acentuados ganhos de eficiência *vis-à-vis* o clássico estimador difference GMM. No entanto, conforme observado por Roodman (2006), existem, por outro lado, problemas estatísticos associados ao excesso de instrumentos. Em primeiro lugar, o número de elementos na matriz de variância dos momentos é quadrático com relação ao número de instrumentos, sendo que uma amostra finita pode não conter informação suficiente para estimar adequadamente uma matriz de tal dimensão. No limite, a matriz torna-se singular forçando o uso de uma inversa generalizada para obter o estimador GMM. Embora isso não comprometa a consistência do estimador, resulta, entretanto, em perda de eficiência. Um segundo problema potencial é que um número muito grande de instrumentos pode implicar um sobre-ajustamento (*overfit*) das variáveis endógenas, comprometendo portanto a eliminação do componente de endogeneidade. Finalmente, a utilização de um numeroso conjunto de condições de momento compromete severamente a confiabilidade do teste de Sargan/Hansen para a validade conjunta dos instrumentos.²³

O referido teste de especificação é um procedimento comum em se tratando de estimações do tipo GMM. Contudo, conforme demonstrado por Bowsher (2002), seu poder

²² Supondo, como antes, regressores predeterminados.

²³ A estatística de teste é *qui-quadrado* com graus de liberdade igual ao grau de sobre-identificação do sistema.

estatístico tende progressivamente para zero com o aumento do número de variáveis instrumentais incorporadas pelo estimador.²⁴ De acordo com Roodman (2006), no contexto da estimação por *system* GMM, a prudência recomenda desconfiar de *p-values* muito elevados, próximos de 1,000, e de valores muito baixos, menores que 0,1. A larga amplitude do intervalo entre esses dois valores ressalta a limitada confiabilidade do teste Sargan/Hansen no caso em questão.

Tendo em vista a inexistência de parâmetros bem definidos na literatura quanto ao que, exatamente, poderia ser considerado um número excessivo de instrumentos nesse contexto, uma importante regra prática, observada neste trabalho, consiste em não permitir que o número de instrumentos exceda N, o número de indivíduos (grupos) incluídos no painel.²⁵ Isso, por sua vez, ressalta que a abordagem econométrica aqui considerada é mais adequada a situações onde o número de períodos, T, é pequeno com relação a N.

Por fim, faz-se necessário testar para a ausência de correlação serial no erro idiossincrático v_{it} , condição necessária para a consistência do estimador GMM. Utilizamos o procedimento de teste desenvolvido por Arellano e Bond (1991), aplicado aos resíduos em diferenças. Sob a hipótese nula de ausência de correlação serial de segunda ordem nos distúrbios em primeira diferença, Δv_{it} , não existe correlação de primeira ordem nos distúrbios em nível. Considerando que os distúrbios são não-correlacionados entre indivíduos e observado o teorema do limite central, a estatística de teste segue, assintoticamente, a distribuição normal padrão.²⁶

4.2. Resultados

As regressões foram estimadas em três blocos, cujos resultados são respectivamente apresentados nas tabelas 1, 2 e 3. Inicialmente, as estimativas foram realizadas com base na totalidade da amostra, constituída por 80 economias, desenvolvidas e em desenvolvimento. Nessa instância, a equação de regressão corresponde ao que aqui denominamos de modelo básico, incluindo como regressores: o crescimento defasado (L. GROWTH), a taxa média de investimento (INVEST), a variável relativa à educação (EDUC), a taxa média de inflação

²⁴ Conforme explicitado por Baltagi (2005), a taxa de rejeição do teste (tanto sob a nula quanto sob a alternativa) tende a zero como decorrência da sub-estimação de sua variância teórica.

²⁵ Em termos práticos, observamos essa regra limitando o número de *lags* (*lag range*) utilizados como instrumentos, quando necessário.

²⁶ Para as estimativas GMM a seguir reportadas, não rejeitamos a referida hipótese nula com um nível de confiança de 95%. As estatísticas de teste calculadas são apresentadas nas respectivas tabelas.

(INF), o crescimento médio das exportações (EXPG) e, alternadamente, um dos indicadores para a mobilidade de capitais antes selecionados, o indicador quantitativo baseado nos fluxos efetivos de capital (MOBFL) e o indicador qualitativo derivado da classificação binária do FMI (DMOB).²⁷ Esse mesmo arcabouço de análise foi utilizado no segundo bloco de regressões onde, contudo, restringimos o escopo da estimação aos 58 países em desenvolvimento que compõem a amostra ampla. Por fim, em uma terceira etapa, também restrita às economias em desenvolvimento, expandimos o modelo básico mediante a consideração do impacto do endividamento externo (FINTEND) bem como, da interação dessa variável com a mobilidade de capitais.²⁸

Tabela 1: Resultado das regressões com amostra ampla = 80 países (1979-2003)

Variável Dependente = Crescimento Médio do PIB real per capita				
Variáveis Independentes	<i>Pooled OLS</i>		<i>System GMM</i>	
	1	2	3	4
L.GROWTH	0,1937514 ** (0,0828873)	0,170857 ** (0,0797983)	0,033696 (0,0744074)	0,007587 (0,0889475)
INVEST	0,0844755 *** (0,0268772)	0,099345 *** (0,0278283)	0,082963 ** (0,038746)	0,12920 *** (0,0458768)
EDUC	0,011802 ** (0,00563)	0,007212 (0,0063714)	0,016039 (0,0104212)	0,002902 (0,012001)
INF	-0,000919 *** (0,0002783)	-0,000954 *** (0,0002741)	-0,001226 *** (0,0003244)	-0,001195 *** (0,0003916)
EXPG	0,119121 *** (0,0255616)	0,122570 *** (0,0278332)	0,099817 *** (0,0261012)	0,098303 *** (0,0239818)
CONS	-0,019266 *** (0,0071253)	-0,027361 *** (0,0068774)	-0,019907 * (0,0114267)	-0,026420 * (0,0143179)
MOBFL	0,007945 * (0,0043167)		0,007293 (0,0069765)	
DMOB		0,005503 * (0,0029915)		0,011471 ** (0,0045969)
R ²	0,4095	0,4083		
ARELLANO-BOND (<i>z calc.</i>)			1,68	1,90
HANSEN (p-valor)			0,256	0,265
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	293	296	293	296

Nota: (***) estatisticamente significativa com 1%; (**) estatisticamente significativa com 5%; (*) estatisticamente significativa com 10 %. Erro padrão correspondente entre parênteses. Estimativas *pooled OLS* já corrigidas para potencial heterocedasticidade.

Evidências obtidas com o estimador *pooled OLS* são preliminarmente apresentadas nas tabelas 1 e 2. Para a amostra ampla, os coeficientes estimados para MOBFL e DMOB são ambos positivos e estatisticamente significantes, considerado um nível de confiança de 90%,

²⁷ Todas as regressões incluem ainda uma constante e *dummies* de tempo

²⁸ Conforme antes sugerido, o endividamento pode ser aqui concebido de uma maneira mais abrangente, como possível *proxy* para a magnitude do passivo externo, em termos mais amplos. Nesse caso, FINTEND mediria o impacto associado à evolução desse passivo.

sugerindo, pois, que uma maior mobilidade de capitais é, *coeteris paribus*, favorável ao crescimento econômico. Os prospectos quanto ao impacto da liberalização resultam bem menos otimistas quando analisada a amostra restrita (tabela 2). Nesse caso, os dois coeficientes não diferem estatisticamente de zero aos níveis de significância convencionais, observando-se, ademais, que o coeficiente obtido para MOBFL apresenta sinal negativo.

Tabela 2: Regressões com Amostra Restrita = 58 países em desenvolvimento (1979-2003)

Variável Dependente = Crescimento Médio do PIB real per capita

Variáveis Independentes	<i>Pooled OLS</i>		<i>System GMM</i>	
	1	2	3	4
L.GROWTH	0,203113 ** (0,0853757)	0,167366 * (0,0858905)	0,060457 (0,1012933)	0,038459 (0,0848605)
INVEST	0,095918 *** (0,0293762)	0,108094 *** (0,0307389)	0,087253 * (0,0454296)	0,110967 ** (0,0535773)
EDUC	0,011051 (0,0081689)	0,000933 (0,007764)	0,019224 (0,0148735)	0,003523 (0,0126785)
INF	-0,000879 *** (0,000316)	-0,000906 *** (0,0002971)	-0,001121 *** (0,0003354)	-0,001015 ** (0,0004539)
EXPG	0,109891 *** (0,0255483)	0,116009 *** (0,0275879)	0,100418 *** (0,0295259)	0,104138 *** (0,0280694)
CONS	-0,023550 *** (0,0077532)	-0,025570 *** (0,0079384)	-0,018265 (0,0126213)	-0,023176 (0,0146741)
MOBFL	-0,046048 (0,0304637)		-0,078303 ** (0,0329631)	
DMOB		0,005787 (0,0046206)		0,003194 (0,0070149)
R ²	0,4160	0,4081		
ARELLANO-BOND (<i>z calc.</i>)			1,84	1,91
HANSEN (p-valor)			0,356	0,443
NÚM. DE OBSERVAÇÕES	205	210	205	210

Nota: (***) estatisticamente significativo com 1%; (**) estatisticamente significativo com 5%; (*) estatisticamente significativo com 10 %. Erro padrão correspondente entre parênteses. Estimativas *pooled OLS* já corrigidas para potencial heterocedasticidade.

Passando à estimação com *system GMM*, nas colunas 3 e 4 da tabela 1 apresentamos os resultados obtidos para a amostra ampla, com MOBFL e DMOB respectivamente. No primeiro caso, o coeficiente associado com MOBFL é positivo, porém não significativo. Na segunda regressão, o coeficiente estimado para DMOB é positivo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Tomando MOBFL e DMOB como indicadores complementares no contexto de uma mesma análise causal, é possível inferir que os resultados gerados pelo estimador *system GMM*, para essa amostra, sugerem um efeito favorável ou, na pior hipótese, um impacto nulo da mobilidade de capitais sobre o crescimento econômico. Ademais, as regressões exibem notável sintonia no que se refere aos

coeficientes estimados para as demais variáveis explicativas. Em particular, ambas evidenciam forte impacto positivo da taxa de investimento e, sobretudo, do crescimento das exportações sobre o crescimento do produto *per capita*. Os coeficientes obtidos para a inflação são negativos e também fortemente significativos do ponto de vista estatístico.

Ainda considerando o modelo básico, estimamos regressões com *system GMM* para a amostra restrita às economias menos desenvolvidas. Os resultados obtidos quanto ao impacto da mobilidade de capitais são notadamente contrastantes com relação às evidências encontradas para a amostra ampla. Observando a coluna 3 da tabela 2, o coeficiente estimado para MOBFL é agora negativo e, de extrema importância, altamente significativo. Lembrando que, quando considerada a amostra ampla, o efeito estimado segundo esse indicador não diferia significativamente de zero. Na coluna 4 dessa mesma tabela, notamos que o coeficiente obtido para DMOB tem, como antes, sinal positivo; porém, neste caso, o parâmetro estimado não difere estatisticamente de zero, considerados os níveis usuais de significância. Quanto aos demais regressores, o quadro anterior se confirma, não havendo mudança digna de nota.²⁹

Em suma, as estimativas indicam que o impacto da abertura financeira sobre o crescimento mostra-se menos favorável, ou mesmo negativo, quando restringimos o escopo da análise ao caso das economias em desenvolvimento, ou seja, quando excluímos da amostra os 22 países que compõem o grupo dos países aqui classificados como desenvolvidos. Não obstante as conhecidas dificuldades associadas à mensuração da mobilidade de capitais, esses resultados são compatíveis com a percepção de que o progressivo movimento de abertura ao livre movimento de capitais, conforme observado na economia mundial ao longo das últimas décadas, tende a estimular o crescimento tão-somente nas economias mais ricas.

Conforme discutimos, resultados empíricos nessa mesma direção foram anteriormente apresentados por outros autores. No âmbito dessa literatura, o possível efeito diferenciado da mobilidade de capitais é, em regra, justificado como reflexo de aspectos relativos à qualidade das instituições, como resultante de distintos estágios de desenvolvimento financeiro nos diversos países ou ainda, do grau de estabilidade conferido pelas políticas macroeconômicas domésticas.

²⁹ É interessante notar que nas regressões estimadas com GMM os coeficientes obtidos para a variável dinâmica L.GROWTH não diferem estatisticamente de zero (em ambas as amostras) ao passo que, quando estimados com OLS, eram fortemente positivos. Esses resultados são coerentes com a existência de um viés dinâmico associado ao estimador *pooled OLS*, conforme discutido anteriormente.

Entendemos que a restrição imposta pelo necessário equilíbrio das contas externas constitui um aspecto fundamental na relação entre mobilidade de capitais e crescimento econômico no longo prazo. Os fundamentos teóricos que substanciam essa análise foram desenvolvidos no capítulo 2 desta tese. Realizamos aqui um esforço, ainda seminal (convém salientar), de modo a incorporar essa dimensão à análise. Um primeiro passo nesse sentido foi empreendido quando introduzimos, já no modelo básico, o crescimento das exportações como variável explicativa nas regressões estimadas. Tanto na amostra ampla como na amostra restrita, os coeficientes observados para essa variável são altamente significativos em termos estatísticos, com nível de confiança sempre superior a 99%. O efeito estimado sobre o crescimento econômico é fortemente positivo, em linha com as previsões teóricas derivadas pelos modelos kaldorianos de crescimento com restrição externa, conforme já salientado.

Em seguida, analisamos o impacto do endividamento externo na relação empírica em estudo. Nesse sentido, a variável FINTEND, definida como produto entre o endividamento e os juros externos, foi incorporada ao modelo de regressão básico. Para ambos os indicadores de abertura da conta de capitais, consideramos três especificações alternativas no que se refere à equação estimada. Na primeira, incluímos, separadamente, FINTEND e o respectivo indicador de mobilidade; posteriormente, adicionamos um termo de interação entre essas duas variáveis; por fim, excluimos FINTEND, mantendo a variável de interação. Essa análise foi limitada, conforme já ressaltado, ao caso dos países em desenvolvimento, onde o problema do endividamento externo é, empiricamente, mais grave.

Os resultados são apresentados na tabela 3. Considerada a primeira especificação, observamos, na coluna 1, que o coeficiente estimado para MOBFL é (mais uma vez) significativamente negativo. Esse resultado sugere que a abertura aos fluxos internacionais de capital tende a desestimular o crescimento nas economias menos desenvolvidas. Nessa regressão, o parâmetro estimado para a variável FINTEND apresenta sinal negativo, embora não difira de zero em termos estatísticos. Na coluna 2, temos resultados obtidos com a segunda especificação alternativa. Aqui, MOBFL entra, novamente, com sinal negativo e FINTEND tem sinal positivo. Porém, para ambas as variáveis, os parâmetros estimados não são estatisticamente significantes.

Tabela 3: Introduzindo FINTEND – Regressões estimadas com System GMM- Amostra restrita (1979-2003)**Variável Dependente = Crescimento Médio do PIB real per capita**

Variáveis Independentes	1	2	3	4	5	6
L.GROWTH	0,048694 (0,1052984)	0,009274 (0,0986342)	0,004594 (0,1057284)	0,003470 (0,0868591)	0,024786 (0,0911999)	0,001911 (0,1053809)
INVEST	0,077659 ** (0,0364786)	0,094751 ** (0,0412969)	0,091972 ** (0,0422439)	0,105982 *** (0,0359667)	0,095428 *** (0,0366429)	0,082477 * (0,0444903)
EDUC	0,024024 (0,0184412)	0,017778 (0,0186859)	0,0165213 (0,0190595)	0,005245 (0,0179751)	0,003010 (0,0164829)	0,008838 (0,0172937)
INF	-0,001124 ** (0,0005656)	-0,001356 * (0,0007256)	-0,001052 ** (0,0004847)	-0,000473 (0,0005497)	-0,000459 (0,0004708)	-0,001322 ** (0,000662)
EXPG	0,102723 *** (0,0350929)	0,094515 *** (0,0341063)	0,105048 *** (0,0287217)	0,114472 *** (0,0317128)	0,111083 *** (0,0315702)	0,106101 *** (0,0291987)
CONS	-0,019244 (0,0150362)	-0,022189 (0,0163207)	-0,018091 (0,0150729)	-0,018567 (0,0173067)	-0,015134 (0,0166335)	-0,018571 (0,0177612)
FINTEND	-0,029291 (0,0501607)	0,061434 (0,0820444)		-0,106533 (0,0659732)	-0,098466 * (0,0561625)	
MOBFL	-0,079838 ** (0,0338551)	-0,023570 (0,051793)	-0,042025 (0,0422699)			
FINTEND*MOBFL		-0,936341 * (0,5315918)	-0,578287 * (0,2974992)			
DMOB				0,002547 (0,0068489)	0,005868 (0,0065346)	0,004536 (0,0094715)
FINTEND*DMOB					-0,069477 (0,1147202)	-0,096640 (0,1157127)
ARELLANO-BOND (z calc.)	1,83	1,40	1,54	1,70	1,81	1,78
HANSEN (p- valor)	0,317	0,315	0,320	0,514	0,543	0,498
NÚM. OBSERVAÇÕES	203	203	203	208	208	208

Nota: (***) estatisticamente significativa com 1%; (**) estatisticamente significativa com 5% ; (*) estatisticamente significativa com 10 %. Erro padrão correspondente entre parênteses.

Por seu turno, o coeficiente associado à variável interativa FINTEND*MOBFL é negativo e significativo, resultado também obtido quando estimada a terceira variante do modelo, conforme pode ser conferido na coluna 3. Daí inferimos que a relação causal entre mobilidade de capitais e crescimento econômico é significativamente condicionada pela variável FINTEND. Quando essa variável assume valor maior que zero, o impacto estimado da liberalização sobre o crescimento é negativo. Ademais, supondo juros reais positivos no cenário externo, o que constitui a situação mais plausível, e um dado nível (maior que zero) para a mobilidade de capitais, concluímos que o endividamento externo resulta desfavorável ao crescimento econômico no longo prazo.

Nas colunas 4, 5 e 6, apresentamos os resultados das respectivas regressões, neste caso com o indicador de mobilidade DMOB. Nos três casos aqui considerados, os coeficientes estimados para a variável DMOB não diferem de zero, em termos estatísticos. O mesmo se

observa com relação à variável interativa FINTEND*DMOB, quando introduzida. Contudo, o coeficiente estimado para FINTEND é negativo e significativo na coluna 5, que corresponde à segunda especificação alternativa do modelo. Isso evidencia, novamente, que o endividamento externo pode ser nocivo ao crescimento das economias em desenvolvimento e que sua influência deve, necessariamente, ser observada quando se analisa a relação entre mobilidade internacional de capitais e o crescimento no longo prazo.

Também nesse terceiro bloco de regressões, os coeficientes associados ao crescimento das exportações são significativamente positivos, evidenciando-se, como antes, um forte impacto favorável dessa variável sobre o crescimento econômico. Convém aqui ressaltar a robustez apresentada pelo referido resultado. Em todas as regressões estimadas neste trabalho, sem exceção, os coeficientes relativos ao impacto dessa variável são, além de positivos, significantes com nível de confiança estatística (sempre) igual ou superior a 99%. Em nosso entendimento, esses resultados constituem importante evidência empírica quanto à importância das questões relativas ao balanço de pagamentos no âmbito da relação em estudo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As evidências empíricas obtidas no âmbito deste estudo sugerem que, muito embora a progressiva abertura aos movimentos internacionais de capitais possa resultar favorável ao crescimento nos países desenvolvidos, esse impacto tende a ser negativo no caso dos países em desenvolvimento. Nessas economias, a relação causal entre mobilidade de capitais e crescimento mostra-se, significativamente, condicionada pela acumulação de passivo externo, bem como pelo comportamento dos juros no cenário internacional. No âmbito dessa análise, ressaltamos que, com juros reais positivos no *front* externo, o impacto do endividamento sobre o crescimento econômico esperado tende a ser negativo. Existem também evidências de que um aperto do crédito no mercado externo, refletido em juros mais elevados, tenderia a resultar em desaceleração do crescimento nas economias devedoras; e que, quanto maior o grau de abertura aos fluxos de capital observado nessas economias, mais acentuada poderia ser essa desaceleração. Analisada a experiência dos países em desenvolvimento da amostra, configura-se um quadro onde o forte estímulo ao crescimento econômico decorrente do aumento das exportações tende a ser contrarrestado por efeitos deletérios associados ao financiamento externo, seja como consequência das obrigações com

o pagamento de juros sobre a dívida, seja como reflexo direto de uma maior vulnerabilidade frente a condicionantes e eventos externos, ou ainda, como uma combinação desses fatores.

O estudo empírico da relação entre mobilidade internacional de capitais e crescimento permanece enquanto um vasto e fértil terreno para a análise econômica. O problema da adequada mensuração da mobilidade de capitais continua, ao que parece, longe de qualquer resolução definitiva. Por outro lado, devemos reconhecer que a análise econométrica (assim como a análise puramente econômica) possui limitações próprias e que possíveis avanços nessa área são certamente bem-vindos. O estudo aqui apresentado visa oferecer, tão somente, uma modesta contribuição a esse importante e intrincado debate. Um maior aprofundamento dessa análise faz-se, contudo, possível e necessário em trabalhos futuros.

Nossas conclusões apontam para a desejabilidade do controle de capitais no âmbito de políticas voltadas ao desenvolvimento econômico. Contudo, a especificidade desses instrumentos, ou seja, a adequação de tipos específicos de controles em diferentes situações, é algo que demanda uma análise meticulosa com referência direta às condições concretas de cada economia em uma perspectiva histórica. Nesse sentido, resulta equivocado concluir com base na experiência particular de determinado país que controles de capitais - em sua acepção mais ampla - são ineficazes ou estão sujeitos a um elevado grau de evasão. Como enfatizamos anteriormente, a potencial evasão do controle de capitais é um tópico cuja discussão demanda referência a condições econômicas específicas e a tipos de instrumentos também específicos em detrimento de qualquer tipo de generalização. Uma discussão correlata diz respeito ao possível desenvolvimento de mercados paralelos de câmbio nesse contexto. Para esse tipo de análise é de extrema importância um conhecimento abrangente das diferentes modalidades de controles possíveis nas mais diferentes situações, cujo aprofundamento constitui uma importante demanda para o avanço dos estudos teóricos e empíricos sobre as consequências desse tipo de política.

A instabilidade inerente aos mercados financeiros internacionais e as complicações associadas à acumulação de um expressivo passivo externo são questões intimamente relacionadas em uma análise realista sobre mobilidade de capitais e crescimento com restrição externa. Um aprofundamento dessa interface, com especial atenção aos elementos fornecidos pela análise minskyana sobre fragilidade financeira em economias de mercado - constitui, ao nosso ver, um importante caminho a ser explorado em contribuições teóricas futuras. Da mesma forma, o papel do investimento direto estrangeiro merece especial atenção nesse contexto. Sabe-se que esses investimentos nem sempre implicam na

ampliação da capacidade produtiva nas economias às quais se destinam e podem, ademais, representar uma concorrência desigual e por isso destrutiva no que se refere às firmas locais. O entendimento desses e outros aspectos relevantes encontra-se ainda em um estágio inicial de modo que contribuições nessas áreas são também certamente necessárias.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIZENMAN, Joshua. *Financial liberalization in Latin-America in the 1990s: a reassessment.*, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working Paper Series, 11145).

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 58, n. 1, p. 277-297, Jan. 1991.

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variables estimation of error-component models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 28, n. 1, p. 29-51, July 1995.

ARIYOSHI, Akira *et al.* *Capital controls: country experiences with their use and liberalization.* Washington D.C.; International Monetary Fund, 2000. (IMF Occasional Paper, 190).

ARTETA, Carlos *et al.* *When does capital account liberalization help more than it hurts?*, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. (NBER Working Paper Series, 8414).

BALTAGI, Badi H. *Econometric analysis of panel data.* Chichester: Wiley, 2005.

BAYOUMI, Tamim. Saving-investment correlations. *IMF Staff Papers*, Washington DC., v. 37, n. 2, p. 360-386, June 1990.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, Aug.1998.

BOWSHER, C.G. . On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 77, n 2, p. 211-220, Oct. 2002.

CARDOSO, Eliana; GOLDFAJN, Ilan. *Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls.* Washington D.C.,International Monetary Fund, 2002. (IMF Working Paper, 115).

CHINN, Menzie D.; ITO, Hiro. *Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence.* Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2002. (NBER Working Paper Series, 8967).

DOOLEY, Michael. Capital controls and emerging markets. *International Journal of Finance and Economics*, Chichester, v. 1, n. 3, p. 197-205, July 1996.

EDWARDS, Sebastian. *How effective are capital controls*. Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 1999. (NBER Working Paper Series, 7413).

EDWARDS, Sebastian. *Capital mobility and economic performance: are emerging economies different?*, Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 2001. (NBER Working Paper Series, 8076)

EDWARDS, Sebastian; KHAN, Mohsin S. Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework., Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 1985. (NBER Working Paper Series, 1531).

EICHENGREEN, Barry. Capital account liberalization: what do cross-country studies tell us? *The World Bank Economic Review*, Washington, D.C., v. 15, n.3, p. 341-365, 2001.

EICHENGREEN, Barry; LEBLANG, David. *Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?* Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 2002. (NBER Working Paper Series, 9427).

EDISON, Hali; KLEIN, Michael *et al.* *Capital account liberalization and economic performance: survey and synthesis*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2002. (NBER Working Paper Series, 9100).

EDISON, Hali J.; LEVINE, Ross *et al.* International financial integration and economic growth.. Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 2002. (NBER Working Paper Series, 9164).

FELDSTEIN, Martin; HORIOKA, Charles. Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, Los Angeles, v. 90, n. 358, p. 314-329, June 1980.

GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Capital flows and controls in Brazil: what have we learned?., Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working Paper Series, 11640).

GREENE, William H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GRILLI, Vittorio; MILESI-FERRETTI, Gian Maria. Economic effects and structural determinants of capital controls. *IMF Staff Papers*, Washington, D.C., v. 42, n.3, p. 517-551, 1995.

HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 5, p. 1251-1271, Sept.1978.

HOLTZ-EAKIN, D. *et al.* Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, Chicago, v. 56, n. 5, p. 1371-1395, Sept.1988.

KEYNES, John Maynard. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

KLEIN, Michael W.; OLIVEI, Giovanni. *Capital account liberalization, financial depth, and economic growth*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2005. (NBER Working Paper Series, 7384).

KRAAY, Aart. *In search of the macroeconomic effects of capital account liberalization*. Washington D. C.; The World Bank, 1998. Não publicado.

LANE, Philip R.; MILESI-FERRETTI, Gian Maria. The external wealth of nations: measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 55, n. 2, p. 263-294, Dec. 2001.

MCCOMBIE, J.S.L.; ROBERTS, Mark. The role of the balance of payments in economic growth. In: SETTERFIELD, Mark (Ed.). *The economics of demand-led growth: challenging the supply-side vision of the long run*. Cheltenham: Edward Elgar. p. 87-114.

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A.P. (Org.). *Essays on balance of payments constrained growth: theory and evidence*. London: Routledge, 2004.

MODY, Ashoka; MURSHID, Antu Panini. *Growing up with capital flows*. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2002. (IMF Working Paper. 75).

MONTIEL, Peter. *Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates*. Washington D.C.: World Bank, 1993. (Policy Research Working Paper Series, 1103).

MONTIEL, Peter; REINHART, Carmen. Do capital controls and macroeconomic policies influence the volume and composition of capital flows? Evidence from the 1990's. *Journal of International Money and Finance*, England, v. 18, n. 4, p. 619-635, Aug. 1999.

ONO, Fábio Hideki *et al.* Uma avaliação empírica da proposta de conversibilidade do real. In: SICSÚ, João; FERRARI FILHO, Fernando (Org.). *Câmbio e controles de capitais: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. p. 105-124.

QUINN, Dennis. The correlates of changes in international financial regulation. *American Political Science Review*, Washington D.C., v. 91, n. 3, p. 531-551, Sept. 1997.

ROODMAN, David. *How to do xtabond2: an introduction to "difference" and "system" GMM in Stata*. Washington: Center for Global Development, 2006. (Working Paper, 103).

SCHULZE, Günther G. . *The political economy of capital controls*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

WORLD DEVELOPMENT INDICATORS, 2005. Washington D. C.: World Bank, 2005. CD-ROM.

WINDMEIJER, F. .A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 126, n. 1, p. 25-51, May 2005.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002.

Dados e Amostras

GROWTH	Crescimento médio do PIB real <i>per capita</i>	WDI (2005)
L.GROWTH	Crescimento médio defasado em um período.	
INVEST	Taxa média de investimento = Formação bruta de capital como proporção do PIB, em média.	WDI (2005)
EDUC	Taxa de alfabetização da população adulta no início do respectivo período.	WDI (2005)
INF	Taxa média de inflação conforme mensurada pelo deflator implícito do PIB.	WDI (2005)
EXPG	Crescimento médio das exportações de bens e serviços (não-fatores)	WDI (2005)
MOBFL	Fluxos privados de entrada e saída de capitais como proporção do PIB, em média.	WDI (2005)
DMOB	Proporção de anos no período em que a conta de capitais esteve livre de restrições.	AREAER
FINT	Taxa anual média de juros (em termos reais) observada na economia dos EUA, no período correspondente.	WDI (2005)
END	Endividamento externo no início do respectivo período = dívida externa total / PIB (ambos, medidos em dólares correntes).	WDI (2005)
FINTEND	FINT*END	Elaboração própria
YPCI	Logaritmo do PIB real per capita, no início do respectivo período (em dólares constantes de 2000).	WDI (2005)

Nota: WDI (2005) = *World Development Indicators* (The World Bank, 2005);

AREAER = *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (IMF).

Amostra ampla: África do Sul; Alemanha; Argélia; Argentina; Austrália; Áustria; Bangladesh; Bélgica; Bolívia; Botswana; Brasil; Cabo Verde; Canadá; Camarões; Chile; China; Colômbia; Coreia do Sul; Costa do Marfim; Costa Rica; Dinamarca; Egito; El Salvador; Equador; Espanha; Etiópia; EUA; Filipinas; Finlândia; França; Gâmbia; Gana; Grécia; Guatemala; Haiti; Holanda; Honduras; Índia; Indonésia; Irlanda; Islândia; Itália; Jamaica; Japão; Jordânia; Lesoto; Malásia; Malawi; Mali; Marrocos; Maurício; México; Moçambique; Nicarágua; Nigéria; Noruega; Nova Zelândia; Paquistão; Paraguai; Peru; Portugal; Quênia; Reino Unido; República do Congo; República Dominicana; Ruanda; Senegal; Síria; Sri Lanka; Sudão; Suécia; Suíça; Tailândia; Togo; Trinidad e Tobago; Tunísia; Turquia; Uruguai; Venezuela; Zimbábue.

Amostra restrita: África do Sul; Argélia; Argentina; Bangladesh; Bolívia; Botswana; Brasil; Cabo Verde; Camarões; Chile; China; Colômbia; Coreia do Sul; Costa do Marfim; Costa Rica; Egito; El Salvador; Equador; Etiópia; Filipinas; Gâmbia; Gana; Guatemala; Haiti; Honduras; Índia; Indonésia; Jamaica; Jordânia; Lesoto; Malásia; Malawi; Mali; Marrocos; Maurício; México; Moçambique; Nicarágua; Nigéria; Paquistão; Paraguai; Peru; Quênia; República do Congo; República Dominicana; Ruanda; Senegal; Síria; Sri Lanka; Sudão; Tailândia; Togo; Trinidad e Tobago; Tunísia; Turquia; Uruguai; Venezuela; Zimbábue.

Apêndice

a) Modelos Estimados com Dados em Paineis

Quando estimamos modelos econométricos a partir de dados em painéis consideramos dados relativos a várias unidades de cross-section ($i=1,...,N$) ao longo de um determinado intervalo de tempo ($t=1,...,T$). Conforme sugerido por Wooldridge (2002), uma referência básica para discutir esse tipo de procedimento é um modelo de regressão linear com a seguinte forma:

$$y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad (i)$$

onde, x_{it} é um vetor composto por k regressores; u_{it} é um componente de erro aleatório idiossincrático (variável tanto em i quanto em t); e, finalmente, c_i é um componente de heterogeneidade que representa a possível existência de efeitos individuais não-observados, constantes no tempo. Partindo dessa estrutura básica, existem em princípio três importantes metodologias de estimação a considerar no presente contexto. Inicialmente, assumimos a ausência de efeitos não-observados.³⁰

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_{it} \quad (ii)$$

Um modelo como esse pode ser estimado de modo consistente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (*pooled OLS*) se satisfeitas duas hipóteses fundamentais:

$$E(x'_{it} u_{it}) = 0 \quad (iii)$$

$$\text{rank} \left[\sum_{t=1}^T E(x'_t x_t) \right] = k \quad (iv)$$

A primeira hipótese implica exogeneidade contemporânea das variáveis explicativas. Portanto, essa condição determina que os regressores não podem ser correlacionados com o erro no mesmo período. A segunda hipótese, de não-singularidade, descarta a existência de multicolinearidade perfeita no sistema, condição necessária para a identificação do vetor de coeficientes na população. O estimador *pooled OLS* é então definido como:

³⁰ É possível testar formalmente para a presença de efeitos não-observados. Um procedimento possível é o teste de Breusch-Pagan, que utiliza o princípio do multiplicador de Lagrange. Veja Wooldridge (2002, p. 264-265).

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x'_{it} x_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x'_{it} y_{it} \right) \quad (v)$$

Contudo, a primeira condição necessária para consistência desse estimador pode não ser observada como consequência da omissão de variáveis relevantes no modelo de regressão.³¹ De fato, uma motivação primordial para se utilizar dados em painel no contexto da análise de regressão consiste, precisamente, em solucionar esse tipo de problema (usualmente originado pela indisponibilidade de dados para as variáveis assim omitidas) mediante a consideração explícita de efeitos individuais não-observados, c_i no modelo base, cuja identificação se torna possível a medida em que a dimensão temporal é incorporada à análise. Uma vez introduzido esse elemento, faz-se necessário analisar sua relação com as variáveis explicativas incluídas no modelo. Para tornar essa questão mais clara, convém reescrever a equação (i) utilizando-se a seguinte notação:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (vi)$$

onde, $\varepsilon_{it} = c_i + u_{it}$ é um componente de erro estocástico composto pelo efeito não-observado e pelo erro idiossincrático. Suponhamos, inicialmente, obedecidas as seguintes condições:

$$E(u_{it} / x_i, c_i) = 0, t = 1, \dots, T \quad (vii)$$

$$E(c_i / x_i) = E(c_i) = 0 \quad (viii)$$

A hipótese (vii) determina exogeneidade estrita dos regressores com relação ao erro idiossincrático, condicional ao efeito não-observado. A condição de exogeneidade estrita impõe que o erro em um período 't' qualquer seja não correlacionado com as variáveis explicativas em todo e qualquer período. A hipótese (viii) estabelece a ausência de correlação entre o efeito não-observado e os regressores.

Combinadas, as duas hipóteses resultam em exogeneidade estrita dos regressores vis-à-vis o erro composto do modelo. A obediência dessa condição é mais que suficiente para assegurar a consistência do estimador *pooled OLS*, mantida a hipótese (iv). Todavia, tendo em vista

³¹ Wooldridge (2002) ressalta que, na econometria aplicada, o problema de endogeneidade das variáveis explicativas está usualmente associado a pelo menos uma de três causas fundamentais: a) Omissão de variáveis relevantes; b) Simultaneidade entre os regressores e o regressando; c) Erros de mensuração das variáveis.

que c_i é constante no tempo, o erro composto ε_{it} exibe correlação serial. Nesse contexto, uma opção imediata consiste em estimar o vetor β utilizando-se mínimos quadrados generalizados (GLS). Incorporemos à análise hipóteses adicionais:

$$\text{rank } E(X_i' \Omega^{-1} X_i) = k, \quad \Omega \equiv E(\varepsilon_i \varepsilon_i') \quad (\text{ix})$$

$$E(u_i u_i' / x_i, c_i) = \sigma_u^2 I_T \quad (\text{x})$$

$$E(c_i^2 / x_i) = \sigma_c^2 \quad (\text{xi})$$

A hipótese (ix) de não-singularidade é o equivalente, na análise GLS, da hipótese (iv) anteriormente descrita, onde X_i corresponde à matriz dos regressores para T períodos de tempo. A hipótese (x) estabelece que os distúrbios idiossincráticos são condicionalmente esféricos. Em conjunção com (viii), a hipótese (xi) implica, por sua vez, que os efeitos não-observados são homocedásticos.

Tomadas em conjunto, as condições descritas em (vii), (viii) e (ix) asseguram a consistência do estimador GLS. Quando observadas adicionalmente as hipóteses (x) e (xi), a matriz de variância incondicional do erro composto, Ω , assume uma forma particular, que caracteriza o que se chama de estrutura de efeitos aleatórios, e o método dos mínimos quadrados generalizados resulta assintoticamente eficiente. Nesse arcabouço, o estimador GLS factível (FGLS) que utiliza estimativas consistentes para os parâmetros σ_c^2 e σ_u^2 constitui o que denominamos estimador de efeitos aleatórios.

Uma séria dificuldade com esse estimador, no entanto, decorre do fato que o pressuposto teórico de correlação nula entre as variáveis independentes e o efeito individual não-observado é certamente restritiva e dificilmente sustentável em variadas situações práticas. Se violada essa hipótese o estimador de efeitos aleatórios torna-se inconsistente. Em tal contexto, uma possível solução para se obter um estimador consistente de β reside em transformar o sistema de modo a eliminar os efeitos não-observados. Diferentes transformações podem ser utilizadas nesse sentido. Uma alternativa usual é a transformação de efeitos fixos ou ‘*within*’, assim denominada por utilizar a variação temporal dos dados dentro de cada *cross-section* de modo a obter equações médias que são então subtraídas das equações originais:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \left(x_{it} - \bar{x}_i \right) \beta + u_{it} - \bar{u}_i \quad (\text{xii})$$

Removidos os efeitos não-observados, aqui tratados como parâmetros (e não como variáveis aleatórias conforme suposto anteriormente) o modelo pode ser estimado com *pooled* OLS. O estimador resultante é denominado de ‘*within*’ ou estimador de efeitos fixos.

Em síntese, a questão-chave para escolher entre o estimador de efeitos fixos e o estimador de efeitos aleatórios diz respeito à correlação entre os efeitos não observados e os regressores do modelo. Hausman (1978) propôs um teste de especificação que permite verificar estatisticamente se a condição de ortogonalidade necessária para a consistência do estimador de efeitos aleatórios é ou não respeitada. O teste é baseado nas diferenças das estimativas geradas pelos dois métodos, supondo-se em princípio a observância das hipóteses (vii)-(xi). Sob a hipótese nula de ortogonalidade, portanto válida a hipótese (viii), os dois estimadores são consistentes e o estimador de efeitos aleatórios é mais eficiente. Sob a hipótese alternativa, de não-ortogonalidade, apenas o estimador de efeitos fixos é consistente.

É importante observar que essa análise supõe a exogeneidade estrita dos regressores com relação ao erro idiossincrático, uma hipótese reconhecidamente forte. Violada essa condição, ambos os estimadores são inconsistentes e, portanto, outra metodologia de estimação faz-se necessária. Relaxando a referida hipótese de exogeneidade estrita, suponhamos válida a seguinte condição:

$$E(u_{it} / x_{it}, x_{i,t-1}, \dots, x_{i1}, c_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{xiii})$$

A hipótese (xiii) determina que os regressores, x_{it} , são sequencialmente exógenos com relação aos distúrbios idiossincráticos, u_{it} , condicionalmente aos efeitos não-observados, c_i . Ou seja, nesse caso estamos assumindo que u_{it} é não-correlacionado com as realizações presentes e futuras das variáveis explicativas. Porém, ao contrário do que ocorre sob a hipótese de exogeneidade estrita, permite-se uma correlação diferente de zero com os valores futuros dos regressores. Ou, pensando sob outro ângulo, os valores presentes dos regressores podem ser correlacionados com os valores passados dos erros. Essa flexibilização introduz a possibilidade de um *feedback* a partir da variável dependente do modelo. Além disso, de suma importância para os propósitos apresentados no corpo principal deste trabalho, a hipótese de exogeneidade sequencial é, por princípio, compatível com a presença da variável

dependente defasada dentre os regressores, elemento que define, conforme vimos, os chamados modelos dinâmicos na análise econométrica de dados em painel.

Uma abordagem geral para se estimar um modelo com efeitos não observados sob a hipótese (xiii) consiste em transformar os dados, de modo a eliminar esses efeitos, e então utilizar variáveis instrumentais com vistas a expurgar o elemento de endogeneidade remanescente. Segundo Wooldridge (2002), a transformação *within* pode ser utilizada nesse contexto, desde que instrumentos estritamente exógenos estejam disponíveis. Contudo, ressalta que, sob condições sequenciais de momento, a transformação em primeira diferença é, em regra, o procedimento mais adequado.

b) GMM Linear

A abordagem moderna ao uso de variáveis instrumentais em econometria baseia-se, em crescente medida, sobre o que Hansen (1982) denominou de Método dos Momentos Generalizado (GMM). Nesse arcabouço, o problema fundamental consiste na identificação e conseguinte estimação dos parâmetros de interesse tal que, os momentos (ou produtos internos) dos erros com os instrumentos sejam iguais a zero. Utilizando a notação vetorial padrão, suponhamos um modelo de regressão linear com a seguinte forma geral:

$$y = x'\beta + \varepsilon \quad (i)$$

O vetor de instrumentos nessa análise é representado por z . Portanto, em termos teóricos, o problema consiste em estimar β de modo que

$$E[z\varepsilon] = 0 \quad (ii)$$

Em princípio, quanto maior o número de instrumentos e, por conseguinte, o conjunto de restrições de momento incorporadas, maior tende a ser a eficiência do estimador na medida em que informação adicional é utilizada na regressão. Trabalhando com dados em painel, definimos Y , X , Z enquanto matrizes com NT observações para o regressando, os regressores e os instrumentos, respectivamente. O vetor teórico dos erros é, dessa forma, representado por $E = Y - X\beta$. Considerada uma estimativa $\hat{\beta}$ para o vetor de parâmetros do modelo, a contrapartida empírica para a condição (ii) poderia ser assim descrita:

$$E_{NT}[\mathbf{z}\varepsilon] = \frac{1}{NT} \mathbf{Z}' \hat{\mathbf{E}} = 0 \quad (\text{iii})$$

O grande desafio aqui consiste em que, embora todos os instrumentos sejam teoricamente ortogonais com relação ao erro, ao igualamos o vetor de momentos empírico a zero, daí resulta um sistema com mais equações do que variáveis se o número de instrumentos for maior do que o número de parâmetros a serem estimados. Diz-se, então, que o sistema é sobre-identificado. Nesse caso, o problema para a estimação se traduz em obter a melhor aproximação possível de (iii), ou seja, minimizar a magnitude do vetor empírico $E_{NT}[\mathbf{z}\varepsilon]$.

Na abordagem GMM essa magnitude é definida mediante uma métrica generalizada, baseada em uma forma quadrática positiva semi-definida (ROODMAN, 2006). Se essa forma é representada por uma matriz simétrica A , o estimador GMM, resultante do referido problema de minimização, fica então definido como:

$$\hat{\beta}_{GMM} = (\mathbf{X}' \mathbf{Z} \mathbf{A} \mathbf{Z}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{Z} \mathbf{A} \mathbf{Z}' \mathbf{Y} \quad (\text{iv})$$

Esse estimador é consistente, convergindo para β a medida que N aumenta para um T fixo. Seu grau de eficiência depende, contudo, da escolha de A . Nesse sentido, a matriz A ótima pondera os momentos em proporção inversa às suas variâncias e covariâncias, consistindo, pois, na inversa da matriz correspondente.

Essa abordagem geral é utilizada em Arellano-Bond (1991), Blundell-Bond (1998) dentre outros importantes trabalhos. Em termos práticos, o estimador GMM eficiente é implementado em dois passos, o primeiro consistindo em uma estimação GMM preliminar baseada em hipóteses minimamente arbitrárias sobre a estrutura de variância-covariância dos erros. Dessa etapa inicial é derivada uma *proxy* para a matriz A que garante a estimação ótima no estágio seguinte. O estimador GMM então obtido é assintoticamente eficiente e teoricamente robusto quanto a possíveis formas de heterocedasticidade e correlação serial intra-*cross-section*. No entanto, é importante ressaltar, como um último ponto, que o erro padrão do estimador em dois passos tende a ser viesado para baixo em amostras finitas, o que demanda algum procedimento de correção. O método de correção desenvolvido por

Windmeijer (2005), utilizado no âmbito do presente estudo, constitui a referência fundamental com relação a esse tópico.³²

³²Para uma exposição detalhada, vide Roodman (2006). Confira também, Baltagi(2005).

Quadro 1 - Literatura empírica sobre mobilidade de capitais e crescimento

Estudo	Dados	Amostra	Período	Indicadores de Mobilidade	Métodos de Estimação	Modelo Básico
Grilli; Milesi-Ferretti (1995)	<i>Painel</i>	61 países	1966-1989	<i>Share</i>	2SLS	Renda inicial; escolaridade inicial; índices de independência dos bancos centrais; <i>dummy</i> para o regime político; grau de abertura comercial; prêmio no mercado negro de câmbio.
Rodrik (1998)	<i>Cross-section</i>	100 países	1975-1989	<i>Share</i>	OLS	Renda inicial; escolaridade inicial; índice de qualidade das instituições governamentais; <i>dummies</i> regionais.
Quinn(1997)	<i>Cross-section</i>	64 países	1960-1989	Δ <i>Quinn</i>	OLS	Renda inicial; taxa média de investimento; crescimento médio da população; escolaridade média.
Kraay(1998)	<i>Cross-section</i>	117 países	1985-1997	<i>Share; Quinn; Fluxos</i>	OLS; 2SLS	Renda média; escolaridade média; crescimento da população; <i>dummies</i> regionais.
Edwards(2001)	<i>Cross-section</i>	62 países	1980-1989	<i>Quinn; ΔQuinn; Share</i>	OLS; WLS; 2SLS	Renda inicial; escolaridade inicial; taxa de investimento.
Eichengreen; Leblang(2002)	<i>Painel</i>	47 países	1975-1995	<i>IMF</i>	<i>System</i> GMM	Renda inicial; escolaridade inicial; inflação; consumo do governo; grau de abertura comercial; prêmio no mercado negro de câmbio.
Arteta <i>et al.</i> (2001)	<i>Cross-section; Painel</i>	61 países	1973-1992	<i>Quinn; ΔQuinn; Share</i>	OLS; WLS; 2SLS; <i>pooled</i> OLS	Renda inicial; escolaridade inicial; taxa de investimento.
Edison; Klein <i>et al.</i> (2002)	<i>Cross-section</i>	89 países	1976-1995	<i>Share; Quinn; BHL</i>	OLS	Renda inicial; escolaridade inicial; taxa de investimento; crescimento da população; <i>dummy</i> regional.
Edison; Levine <i>et al.</i> (2002)	<i>Cross-section; Painel</i>	57 países	1976-2000	<i>Share; Fluxos; Estoques</i>	OLS; 2SLS; <i>system</i> GMM	Renda inicial; escolaridade inicial; resultado fiscal; inflação.
Klein; Olivei(2005)	<i>Cross-section</i>	87 países	1976-1995	<i>Share</i>	OLS; 2SLS; 3SLS	Renda inicial; escolaridade inicial; abertura inicial ao comércio; <i>dummies</i> regionais; medida de desenvolvimento financeiro.