



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

49

**Desenvolvimento do Sistema Financeiro
e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade**

Orlando Carneiro de Matos
Setembro, 2002

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 49	set	2002	P. 1-64
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 49.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília (DF)

Telefone: (61) 414-1392

Fax: (61) 414-3165

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mail: cap.secre@bcb.gov.br
dinfo.secre@bcb.gov.br

Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade

Orlando Carneiro de Matos*

Resumo

Este estudo objetiva verificar a natureza da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil. Do ponto de vista teórico, conquanto predomine a visão de que o desenvolvimento financeiro gera impactos diretos sobre o crescimento da economia, há posições distintas. Com efeito, alguns autores argumentam que, na verdade, as duas variáveis são determinadas conjuntamente, enquanto outros simplesmente inserem a relação no arcabouço teórico da demanda por ativos financeiros. Diante disso, adotou-se, para a verificação empírica, o teste de causalidade proposto por Granger. Assim, com a utilização de dados dos períodos 1947-2000, 1963-2000 e 1970-2000, os resultados obtidos dão suporte empírico à existência de impactos diretos e unidirecionais do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico, quando são usadas, para tanto, as razões crédito bancário ao setor privado/PIB, crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB e recursos do público confiados ao sistema financeiro/M2, como indicadores do desenvolvimento financeiro.

Palavras-chave: Desenvolvimento Financeiro, Crescimento Econômico, Teste de Raiz Unitária e Causalidade de Granger.

Classificação JEL: G20, O16, O40, C20

* Departamento Econômico, Banco Central do Brasil. E-mail: orlando.matos@bcb.gov.br

1. Introdução

Estudos sobre crescimento econômico, após duas décadas de relativo abandono, ressurgiram a partir da segunda metade dos anos 1980 [Higashi, Canuto e Porcile (1999)]. No Brasil, nesse período, as pesquisas nessa área têm envolvido, fundamentalmente, as implicações sobre o crescimento econômico advindas da infra-estrutura pública [Ferreira (1996), Garcia (1996), Ferreira e Malliagros (1998) e Rigolon (1998)], distribuição de renda e política fiscal [Lledó e Ferreira (1997)] e produtividade [Bonelli (1991)].

Com relação ao papel do sistema financeiro sobre o crescimento, as pesquisas brasileiras são ainda escassas, não obstante os esforços empreendidos em outros países no sentido de ampliar o entendimento sobre esse tema tenham sido retomados e intensificados a partir de fins da década de 1980 [Pagano (1993)], ou seja, logo após a retomada do interesse sobre teorias de crescimento.

Especificamente, com relação ao papel do sistema financeiro no processo de crescimento econômico no Brasil, destacam-se, no plano teórico, as contribuições de Gonçalves (1980) e Studart (1993). Quanto à preocupação em abordar a questão sob as óticas teórica e empírica, os estudos brasileiros basicamente restringem-se à análise da importância de recursos direcionados à região Nordeste para o crescimento do produto local [Monte e Távora Jr. (2000)], ao exame da questão produtiva com enfoque secundário sobre o papel do crédito ofertado pelo sistema financeiro [Arraes e Teles (2000)], ou à estimação de equações de demanda e oferta de depósitos como função do produto com o propósito de avaliar a integração bancos-produção econômica no Brasil do início do século [Triner (1996)].

Apesar disso, a questão relacionada à forma de dinamizar a atividade produtiva está posta no Brasil. Especificamente, indaga-se se o desenvolvimento do sistema financeiro gera impactos sobre o crescimento da economia ou se é a dinâmica da atividade produtiva molda o desenho institucional do setor financeiro. Em outras palavras, questiona-se em que medida o processo de crescimento econômico e o desenvolvimento financeiro nacional retroalimentam-se.

Desenvolvimento do sistema financeiro, ou simplesmente desenvolvimento financeiro, refere-se aqui à capacidade de as instituições financeiras de um país ou região colocarem à disposição dos agentes econômicos serviços que facilitem e intensifiquem as transações econômicas destes.

Essas facilidades estão presentes nas funções básicas do sistema financeiro, a saber: (a) transferir, proteger, diversificar e combinar riscos, (b) mobilizar ou captar poupanças, (c) alocar recursos, (d) facilitar as trocas de bens e serviços, e (e) monitorar dirigentes empresariais e controlar empresas mediante arranjos que os forcem a agir de acordo com os interesses da instituição credora [Levine (1997a)].

Como respostas a essas questões não existem, são incompletas ou não-sistematizadas, propõe-se analisar a natureza da relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico no Brasil, visualizando a questão a partir de uma perspectiva histórica.

O conhecimento novo ou a sistematização do conhecimento já disponível a respeito da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento tem importância crucial por duas razões principais. Em primeiro lugar, trata-se de tema contemporâneo em face da recente crise por que tem passado o sistema financeiro de muitos países. Segundo, a globalização, na forma de intensificação de fluxos financeiros internacionais, tem gerado polêmica a respeito do impacto efetivo sobre financiamento de setores produtivos, sobretudo em países em desenvolvimentos. Diante desse quadro, configura-se uma lacuna de conhecimento que justifica um esforço de pesquisa no sentido de ampliar a compreensão sobre o papel do sistema financeiro na economia brasileira.

O texto compõe-se de quatro capítulos, além desta introdução. No segundo, revisa-se a literatura a respeito da discussão da hipótese teórica entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, assim como de evidências empíricas internacionais e nacionais. O terceiro capítulo trata da avaliação empírica da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil, inclusive a metodologia para a implementação de testes de causalidade de Granger [Granger (1988) e (1989)], a apresentação e análise dos resultados obtidos com base em séries anuais. As descobertas permitidas pela análise desenvolvidas são apresentadas no último tópico a título de conclusões.

2. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: revisão da literatura

2.1 Discussão das hipóteses teóricas

Como os modelos neoclássicos não dão conta adequadamente das questões centrais do desenvolvimento econômico, o interesse pelo tema reduziu-se substancialmente até meados da década de 1980 [Higashi, Canuto e Porcile (1999)]. A partir de então, com o surgimento dos modelos de crescimento econômico endógeno, inspirados nas formulações teóricas seminais de Romer (1986) e Lucas Jr. (1988), a hipótese de que o desenvolvimento financeiro afeta diretamente o crescimento da economia, ao inserir-se nesse novo arcabouço teórico, ganha novo impulso².

Apesar disso, a relação teórica entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico de um país ou região continua sendo uma questão polêmica. Na verdade, a análise histórica do pensamento econômico a respeito permite identificar quatro visões teóricas. A linha teórica principal e mais tradicional, ora emoldurada no arcabouço de modelos de crescimento econômico endógeno, tem origem nas formulações pioneiras de Schumpeter (1959, publicado em 1911), Goldsmith (1969) e, mais recentemente, McKinnon (1973) e Shaw (1973). Seguindo essa visão, um conjunto extenso de modelos tem postulado a hipótese de que o desenvolvimento financeiro afeta diretamente o crescimento econômico, sustentada inclusive em considerável evidência empírica [Pagano (1993)]. As demais visões oscilam entre as postulações de determinação conjunta [Greenwood e Jovanovic (1990)] à relação inversa [Arestis e Demetriades (1998)] e à ausência de relação [Modigliani e Miller (1958)]. Trata-se de formulações teóricas não negligenciáveis, pois, em seu favor, há argumentos que suportam a hipótese genérica de que o desenvolvimento financeiro e crescimento econômico são relacionados, isto é, a relação entre as duas variáveis não é neutra.

Quanto à visão que se poderia chamar de tradicional, a hipótese de que o desenvolvimento financeiro estimula o crescimento econômico é sustentada em várias premissas. Segundo essa hipótese, o funcionamento satisfatório das instituições financeiras pode promover eficiência econômica global, ao gerar e expandir liquidez, mobilizar poupança, intensificar a acumulação de capital, transferir recursos de setores tradicionais sem crescimento para setores mais modernos indutores de crescimento, assim como ao impulsionar respostas de

² Para modelagem desse tipo, ver Pagano (1993).

empresários competentes nesses setores modernos da economia. Desse modo, mercados financeiros eficientes, ao ampliar a disponibilidades de serviços financeiros, são condutores da oferta diante da demanda do setor real da economia [Darrat (1999)].

De modo semelhante, Levine (1997a) e Khan e Senhadji (2000) argumentam que a importância teórica do desenvolvimento financeiro como fator de estímulo ao crescimento da economia fundamenta-se nas premissas de que os intermediários financeiros: (a) oferecem proteção, diversificação ou arranjos de combinação do risco enfrentado pelos agentes econômicos, (b) alocam recursos mais eficientemente, (c) monitoram e gerenciam o controle empresarial, (d) mobilizam poupanças, e (e) facilitam a troca de bens e serviços em uma economia de mercado. Em síntese, o sistema financeiro facilita a alocação de recursos no espaço e no tempo, estimulando, em conseqüência, a atividade econômica.

Em favor dessa hipótese de impacto direto, Diamond (1984), Ramakrishnan e Thakor (1984) e Allen (1990) argumentam que, dadas as imperfeições ou fricções dos mercados, os intermediários financeiros, ao contrário dos indivíduos, detêm assimetricamente grande quantidade de informações a custos relativamente mais baixos, devido à economia de escala na coleta, processamento e análise, possível com a concentração informacional. Desse modo, esses intermediários financeiros, ao tornar disponíveis as informações requeridas pelos indivíduos para suas transações e ao fazê-lo a custos relativamente menores, compensam os efeitos das imperfeições e fricções inerentes ao funcionamento dos mercados, facilitando as transações econômicas. Em face dessa assimetria de informações, os intermediários financeiros, ao operar com grande número de tomadores e emprestadores, ampliam as possibilidades de diversificação operacional, implicando redução de custos para os agentes, estimulando a atividade econômica.

Nessa mesma linha, King e Levine (1993b), mais recentemente, formularam modelo de crescimento endógeno no qual o argumento básico é que os intermediários financeiros reduzem as ineficiências, ao adquirir informações sobre a qualidade dos projetos de indivíduos, indisponíveis para os investidores privados e para os mercados públicos, obtendo, assim, vantagem informacional no financiamento de empresas menos sólidas, mas com potencial de desenvolvimento de produtos intermediários e finais inovadores. A redução do custo para o aumento de produtividade acelerará, então, as taxas de crescimento do produto econômico.

Com fundamento também nos custos de informações e de transações decorrentes de fricções de mercado, Levine (1997a) constrói modelo teórico no qual os mercados e os intermediários financeiros, ao exercerem suas funções, estimulam a acumulação de capital e inovação tecnológica e, em conseqüência, o crescimento econômico. Dessa forma, o surgimento e o funcionamento dessas instituições financeiras, ao possibilitar reduzir os custos de informações e de transações, neutralizariam os efeitos das imperfeições ou fricções de mercado.

Ainda com relação à importância do setor financeiro para o crescimento, Levine e Zervos (1998) argumentam que mercados de capitais mais líquidos, em que os custos de negociações de ações são menores, aumentam os incentivos para investimentos em projetos de longo prazo, dado que os investidores podem facilmente vender sua participação, caso necessitem de recursos antes da maturação do projeto. Portanto, o aumento de liquidez facilita o investimento de longo prazo com retornos mais elevados, estimulando o crescimento da produtividade e, em conseqüência, do produto.

Adicionalmente, Huang e Xu (1999) argumentam que as instituições financeiras, ao financiar projetos de pesquisa e desenvolvimento, contribuem para reduzir-lhes o risco inerente a esse tipo de empreendimento, promovendo inovações e, em conseqüência, crescimento econômico.

A propósito, Rajan e Zingales (1998) enfatizam o papel que os economistas têm dado a um desenvolvimento financeiro mais eficiente na identificação de oportunidades de investimentos, transformação de ativos líquidos e improdutivos em investimentos produtivos, mobilização de poupanças, estímulos às inovações tecnológicas ou na melhoria do gerenciamento de riscos.

Uma outra formulação em favor da relevância do sistema financeiro para o processo de crescimento vem de Bencivenga e Smith (1991), que formalizam o canal de acumulação de dívidas que inclui um modelo de gerações superpostas, no qual os arranjos de movimentos de poupança na forma de ativos líquidos improdutivos para ativos de intermediários emergentes podem implicar a exploração de sinergias de investimentos e estimular o crescimento do produto através da acumulação de capital.

Ainda com relação à premissa de redução de custos de informações, J. Lee (1996) e B. Lee (2001) argumentam que a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico sustenta-se na acumulação de informações em vez de assumir o pressuposto de existência de intermediação financeira eficiente ou de falhas de mercado de crédito.

O argumento básico parte da premissa de que os intermediários financeiros, no processo de aprendizagem que decorre da prática de fornecer crédito, acumulam informações sobre os tomadores e projetos de investimentos que estes pretendem empreender, requeridas quando os fundos são emprestados. Como essas exigências se repetem, o acervo acumulado de informações permite reduzir as incertezas sobre as perspectivas de projetos de investimentos. Assim, os custos do crédito reduzir-se-iam e mais pessoas passariam a demandar mais recursos, investindo-os nos projetos que desejam. Em conseqüência, promove-se crescimento real. A ampliação do número de tomadores de crédito melhora o conhecimento dos intermediários financeiros tanto sobre os projetos como sobre os tomadores. É um processo de “aprender emprestando” (*learning-by-lending*) que possibilita custos financeiros mais baixos em face da redução das incertezas. Portanto, a acumulação de informações determina conjuntamente o crescimento real e o desenvolvimento financeiro graças a esse processo

Contrariando essa linha de argumentação unidirecional do desenvolvimento financeiro para o crescimento econômico, Greenwood e Jovanovic (1990) afirmam que a atração e a manutenção de poupadores e investidores num sistema de intermediação financeira implicam custos fixos. O crescimento da economia reduziria, no entanto, a importância desses custos e, assim, mais pessoas poderão juntar-se ao sistema de intermediação. Assim, a dinâmica da atividade econômica geraria os meios para formar uma intermediação financeira promotora de crescimento, enquanto esta, ao intensificar a alocação de capital, acelera o crescimento. Ademais, continuam esses autores, num ambiente de equilíbrio geral dinâmico, quando procuram evitar riscos idiossincráticos e ganham confiança na capacidade de os intermediários tornar suas decisões de alocação de recursos rentáveis, os poupadores depositam seus superávits no sistema de intermediação financeira. Nesse caso, o aumento da eficiência do setor financeiro leva ao crescimento do produto, que, por seu turno, gera demandas adicionais por depósitos e serviços financeiros. Em síntese, o desenvolvimento do sistema financeiro e o crescimento econômico são determinados conjuntamente.

Nessa linha de determinação conjunta, Levine (1997a: 702-703), não obstante tenha argumentado em favor da relevância do desenvolvimento financeiro para o crescimento da economia, afirma, ao analisar a necessidade de novas pesquisas para melhorar a compreensão sobre a natureza dessa relação, que o sistema financeiro pode ser moldado por avanços não-financeiros, como mudanças nas telecomunicações, computadores, políticas do setor não-financeiro, instituições e do próprio crescimento econômico, na medida que essas mudanças influenciam a qualidade dos serviços e a estrutura do sistema financeiro.

Rousseau e Wachtel (1998), por sua vez, focalizam modelos teóricos em que o setor de intermediação financeira, ao ampliar seu tamanho em termos de localizações físicas e de ativo total, se torna mais eficiente, oferecendo, em consequência, um leque maior de serviços aos seus clientes, tomadores e depositantes. A afluência de mais público confiante encoraja os intermediários financeiros a oferecer novos produtos e investir em tecnologia que, adicionalmente, expande o setor. Nesse caso, os intermediários estariam propensos a inovar, desde que a nova tecnologia possa gerar mudanças na escolha do *portfolio* dos poupadores que lhes retribuam esse serviços com a oferta sustentável de recursos.

Os intermediários financeiros que desempenham esse papel vão de instituições simples, como bancos de depósitos e empréstimos, a conglomerados financeiros sofisticados. A ampliação do setor de intermediação - continuam Rousseau e Wachtel - reflete o volume de serviços ofertados e a melhoria da eficiência de sua distribuição, o que geraria implicações sobre o desempenho econômico. Entretanto, o padrão de crescimento dos intermediários financeiros parece diferir ao longo do tempo e entre países. Desse modo, os autores, embora esposam a idéia de que a intermediação financeira gere impactos sobre o desempenho da economia, não tomam partido *a priori* sobre a direção desse efeito.

Em oposição a essas posições, Joan Robinson (1952) argumenta que o crescimento da atividade bancária é irrelevante, pois resulta naturalmente do aumento geral das transações de troca que decorrem do crescimento econômico ou do desenvolvimento industrial [apud Triner (1996): 135]. Isso significa que é o crescimento da economia que afeta a configuração do sistema financeiro porque implica aumentos da demanda por serviços financeiros que se originam da dinâmica da atividade econômica [Arestis e Demetriades, 1998: 6].

Apesar de explicitamente não haver seguidores, uma terceira linha de pensamento poderia ter emergido com base no estudo seminal de Modigliani & Miller (1958), no qual argumentam que o modo pelo qual as empresas se financiam é irrelevante, o que é consistente com a percepção de que os mercados financeiros são entidades independentes do resto da economia.

A propósito de tal dissociação entre essas duas variáveis, Stern (1989), ao revisar estudos sobre o desenvolvimento econômico, não faz referência ao papel do sistema financeiro sobre crescimento da economia. Ademais, entre as questões listadas por Stern e não revisadas por insuficiência de espaço, o papel do sistema financeiro no processo de crescimento não foi incluído. Similarmente, em uma coleção de ensaios sobre economia do desenvolvimento, incluindo três laureados com o Prêmio Nobel de Economia, não há referência sobre o papel do sistema financeiro sobre o crescimento econômico [Meier and Seers (1984)]. Por outro lado, Lucas Jr.(1988) argumenta que os economistas freqüentemente exageram sobre o papel dos fatores financeiros no desenvolvimento econômico [Apud Levine e Zervos (1998)].

Apesar desses conflitos, quando o foco de interesse é verificar se o nível predeterminado do sistema financeiro afeta ou não o crescimento econômico, não importa se o desenvolvimento financeiro é endógeno ou exógeno em modelos de crescimento, por depender do arcabouço legal e da regulação governamental [Rajan e Zingales (1998)].

Em síntese, a discussão sobre a natureza da relação teórica entre desenvolvimento financeiro não estabelece *a priori* uma clara direção de causalidade, não obstante predomine a visão de que existe uma relação direta entre as duas variáveis, fluindo do desenvolvimento financeiro para o crescimento da economia.

2.2 Evidências empíricas

Com relação às evidências empíricas, os resultados obtidos, apesar de, em geral, darem suporte à hipótese de relação positiva entre indicadores de desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, nem sempre indicam o sentido da causalidade.

As estratégias adotadas têm sido variadas em termos de especificação da estrutura analítica e de modelos econométricos, variáveis de controle, tipo de dados utilizados e testes de avaliação de resultados.

As evidências reunidas aqui abrangem estudos que utilizam tanto dados de cortes transversais (*cross-section*) como séries de tempo, embora predominem o primeiro grupo, que abrangem tanto experiências internacionais como brasileiras.

Quanto às evidências internacionais em que se registra relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico e o uso de dados em nível de país, destacam-se os estudos de Khan e Senhadji (2000), Darrat (1999), Levine (1998), Rajan e Zingales (1998), Levine (1997a e 1997b) e Levine e Zervos (1998).

Com relação ao estudo de Khan e Senhadji (2000), após discussão das várias medidas alternativas de profundidade financeira ou desenvolvimento financeiro, esses autores obtiveram evidências de relação direta entre aquela variável e crescimento econômico. O desenvolvimento financeiro foi medido alternativamente por quatro indicadores: (a) crédito doméstico ao setor privado/PIB, (b) (crédito doméstico ao setor privado + capitalização do mercado de ações)/PIB, (c) crédito ao setor privado + capitalização do mercado acionário + capitalização do mercado de títulos públicos e privados)/PIB, e (d) capitalização do mercado de ações. Como variáveis de controle, foram usadas, tentativamente, a razão investimento/PIB, as taxas de crescimento da população e dos termos de troca e o PIB *per capita* de 1987, como indicador da renda inicial, uma forma de testar a hipótese de convergência, ou seja, os países com renda mais baixas no passado tendem a apresentar taxas de crescimento mais elevadas no futuro.

O modelo adotado por esses autores segue aproximadamente a formulação de Mankiw *et al.* (1992), derivada do modelo neoclássico de crescimento, em que o crescimento do PIB real *per capita* é relacionado à taxa de investimento e ao crescimento da população. Como foram usados dados em painel relativos a 159 países e ao período 1960-99, foram considerados, alternativamente, vários procedimentos de estimação e de combinações amostrais distintos com o objetivo de avaliar hipóteses adicionais.

Os resultados obtidos indicam, em geral, forte relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Assinale-se, no entanto, que as estimativas obtidas através de mínimos quadrados ordinários e de dois estágios para testar, nesse último caso, a significância do viés decorrente de determinação conjunta das variáveis são relativamente semelhantes em termos da natureza da relação empírica obtida, ou seja, os coeficientes associados aos indicadores de desenvolvimento financeiro são positivos em ambas as

especificações, apesar de aqueles associados às variáveis (crédito doméstico + capitalizações dos mercados acionários, títulos privados e públicos)/PIB e capitalização do mercado acionário tenham-se tornado estatisticamente não-significativos na equação estimada com mínimos quadrados de dois estágios. Registre-se, ainda, que a especificação do modelo com a inclusão do quadrado do desenvolvimento financeiro indica a existência de impacto direto sobre o crescimento até determinado ponto, declinando em seguida. Isso sugere um nível ótimo de desenvolvimento financeiro.

Darrat (1999), usando uma abordagem trivariada para o teste de causalidade de Granger e dados de países do Oriente Médio (Arábia Saudita, Turquia e Emirados Árabes Unidos), reuniu evidências que, em geral, dão suporte à hipótese de que a profundidade financeira é um fator causal necessário para o crescimento econômico, embora a extensão dessa evidência varie entre países e em função da *proxy* usada para medir profundidade financeira. Como indicadores desta variável, foram utilizadas as razões moeda corrente em circulação sobre M1 e M2 sobre o PIB. O teste de causalidade foi implementado com base num modelo VAR com correção de erros, com a inclusão da inflação como variável de controle, não obstante esta variável não tenha apresentado relação de longo prazo confiável com profundidade financeira nem com crescimento econômico.

Levine (1998), por sua vez, verifica se componentes exógenos do desenvolvimento financeiro, como características legais, são relacionados ao produto *per capita*, crescimento do estoque de capital e da produtividade. Os determinantes legais do desenvolvimento financeiro – direitos do credor, *enforcement* e origem histórica do sistema legal - foram usados como variáveis instrumentais em um modelo analítico do crescimento de longo prazo³.

Foram usados o método de momentos generalizados (GMM) e valores médios do período 1976-93 em nível de países. Como variáveis de controle, além daquelas indicativas do ambiente legal, foram introduzidos mais três blocos de informações condicionantes, conforme sugerido na literatura. No primeiro bloco, foram incluídos o produto *per capita* e o número de matrículas na escola secundária, ambos no início do período, visando, assim, captar possíveis efeitos convergentes. No segundo bloco, estão incluídas as variáveis indicativas de condicionantes de política econômica como consumo

³ Para uma revisão da evidência do papel das instituições sobre o crescimento econômico, ver Aron (2000).

governamental/produto, taxa de inflação e prêmio da taxa de câmbio no mercado negro. O terceiro bloco abrange características institucionais e políticas, indicadas pelo número de revoluções e golpes, índices burocrático, de direitos políticos e de liberdades civis e do grau de diversidade étnica.

Os resultados indicam que os países onde o sistema legal enfatiza os direitos do credor e protege rigorosamente os contratos (*enforcement*) possuem setor bancário mais desenvolvido do que os países onde a lei não dá alta prioridade aos credores e o *enforcement* existente é frouxo ou ambíguo. Ademais, o componente exógeno do desenvolvimento financeiro – definido como ambiente legal - é positiva e robustamente associado ao desenvolvimento econômico de longo prazo, assim como à acumulação do capital físico e ao crescimento da produtividade⁴.

Rajan e Zingales (1998), usando metodologia cuidadosamente elaborada e combinação de dados em nível de indústrias e de países no período 1980-90, testaram a hipótese de que as indústrias mais dependentes de financiamentos externos apresentam taxas de crescimento relativamente mais elevadas nos países em que existem mercados financeiros mais desenvolvidos devido à redução de custos que se tornou possível. A estratégia consistiu em estimar o efeito interativo entre dependência externa e indicadores de desenvolvimento financeiro [(crédito doméstico + capitalização do mercado acionário)/PIB e índice de padrões de divulgação de resultados contábeis sobre o crescimento da indústria, medido pela taxa de variação anual composta do valor adicionado no período 1980-90. Os resultados obtidos dão suporte à hipótese de relação positiva. Os autores assinalam que esses resultados provavelmente não foram motivados por omissão de variáveis, observações aberrantes ou reversão de causalidade, dada a metodologia adotada.

Levine (1997a), após discutir as várias posições teóricas, testa, também, a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, usando, para isso, um modelo uniequacional em que o crescimento é medido pelo PIB *per capita* e o desenvolvimento financeiro, por quatro indicadores alternativos: (a) passivo líquido do sistema financeiro (moeda + depósitos à vista e remunerados)/PIB, (b) crédito bancário/(crédito bancário + ativos internos do banco central), (c) crédito ao setor privado/crédito doméstico total, e (d) crédito ao setor privado/PIB. Foi usada uma amostra de 77 países e as variáveis foram

⁴ Resultados semelhantes são, também, encontrados em Levine *et al.* (1999).

expressas em termos de média do período 1960-89. O número de matrículas na escola secundária em 1960, a razão consumo governamental/PIB, inflação em 1960 e grau de abertura da economia $[(\text{exportação} + \text{importação})/\text{PIB}]$ foram considerados no modelo como variáveis de controle. Os resultados obtidos indicam que o desenvolvimento financeiro em termos de passivos líquidos/PIB em 1960 é diretamente relacionado à renda *per capita* média do período.

Adicionalmente, Levine (1997b), complementando o estudo anterior, examina se componentes exógenos do desenvolvimento financeiro – características dos ambientes legais e de regulação – são positivamente associadas aos diferenciais de crescimento econômico entre países. Foram usados os métodos de momentos generalizados e de mínimos quadrados de dois estágios, assim como testes sobre restrições de superidentificação, para verificar se as variáveis instrumentais são associadas ao crescimento, além de sua capacidade de explicar variações do desenvolvimento financeiro entre países. As conclusões indicam que os componentes exógenos do desenvolvimento financeiro são positivamente associados ao crescimento econômico.

Levine e Zervos (1998) testaram modelo em que foram incorporadas as variáveis liquidez do mercado acionário, desenvolvimento financeiro e variáveis de controle: produto inicial, número de matrículas na escola secundária, média anual do número de revoluções e golpes, consumo governamental/PIB, taxa de inflação e prêmio da taxa de câmbio no mercado negro. A liquidez do mercado de ações foi mensurada alternativamente pelo valor negociado em bolsa/PIB e pelo *turnover* (valor negociado/capitalização do mercado doméstico), enquanto desenvolvimento financeiro foi medido pela razão crédito bancário ao setor privado/PIB. A amostra é constituída de dados em nível de países e os valores das variáveis referem-se à média anual do período 1976-93, exceto os das variáveis produto inicial e número de matrícula que se referem a 1976, como forma de testar a hipótese de convergência educacional. Os resultados obtidos são consistentes com a visão de que os mercados financeiros fornecem importantes serviços estimulantes para o crescimento da economia.

Quanto a evidências com base em séries históricas ou apoiadas em dados em painel envolvendo um país ou grupo de países, assinalem-se, além de estudos estrangeiros, contribuições brasileiras. No caso de estrangeiros, assinalem-se, entre outros, os estudos de Copelman (2000) para o México, de Byamugisha (1999) para a Tailândia, Rousseau e

Wachtel (1998) para cinco países industrializados e de Demetriades e Hussein (1996) para 16 países com renda e população semelhantes. No caso do Brasil, assinalem-se os trabalhos de Arraes e Teles (2000), Monte e Távora Jr. (2000) e Triner (1996). As evidências obtidas nem sempre são suporte à hipótese de impacto positivo do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico.

No caso do estudo de Copelman (2000), a análise centrou no papel e na efetividade das instituições financeiras mexicanas no direcionamento de poupanças para as atividades produtivas do país. Foram usados dados mensais do período 1980:01 a 1999:08 e modelo auto-regressivo vetorial com correção de erros. Os resultados obtidos indicam que um aumento na disponibilidade de crédito apresentou efeito direto sobre o produto daqueles setores que *a priori* foram considerados com liquidez mais restrita, como manufaturas, bens duráveis, construção e investimentos neste setor.

Nessa mesma linha, Byamugisha (1999) argumenta que a titulação/legalização de terras, ao facilitar a constituição de garantias/colaterais, permite a ampliação do número de tomadores de crédito e, em consequência, o setor financeiro se desenvolve, além de reduzir o custo da intermediação financeira. Tal desenvolvimento, ao estimular o aumento da produtividade, afeta o crescimento econômico. Foram estimados alternativamente modelos auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL) e de correção de erros (MCE) e usados dados da Tailândia para o período 1960-95. Os resultados obtidos sugerem que os componentes exógenos do desenvolvimento financeiro – indicadores de titulação/legalização de terras – contribuíram significativamente, juntamente com variáveis como taxa de investimento, crescimento da força de trabalho, investimento em capital humano (número de matrículas na escola secundária/número de pessoas com 12-17 anos de idade), para explicar as variações intertemporais positivas do crescimento econômico.

Rousseau e Wachtel (1998), por outro lado, estudaram o papel da intermediação financeira na fase de rápido crescimento de cinco economias industrializadas (Canadá, Estados Unidos, Noruega, Suécia e Reino Unido) antes da Grande Depressão, período 1870-1929. A metodologia utilizada foi a especificação de um modelo VAR com termo correção de erros para testar a causalidade no sentido de Granger e para avaliar a velocidade de ajustamento dos desvios temporários de cada variável em relação à sua trajetória de longo prazo, seguindo o procedimento adotado por Johansen (1991).

Como indicadores da intensidade de intermediação financeira foram usados: (a) os ativos de bancos comerciais e, sempre que possível, de instituições de poupança, companhias de seguros, cooperativas de crédito, fundos de pensão e companhias de investimento, e (b) crédito bancário criado, definido pela diferença entre estoque de moeda e base monetária. O produto agregado *per capita* serviu de medida do desempenho econômico. Os resultados obtidos sugerem um importante papel da intermediação financeira sobre a atividade do setor real daquelas cinco economias, enquanto os efeitos de retroalimentação foram amplamente não-significativos.

Asteriou e Price (2000) investigam, no contexto de modelos de crescimento endógeno, duas hipóteses sobre a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Na primeira, o sistema financeiro é seguidor da demanda de recursos financeiros e, nesse caso, o desenvolvimento financeiro não afeta o crescimento econômico. Na segunda hipótese, o sistema financeiro seria condutor da oferta e, dessa forma, o desenvolvimento do setor financeiro afeta o crescimento da economia. Foram realizados testes com base em séries temporais do Reino Unido. A evidência obtida a partir de testes de co-integração e de causalidade dá forte apoio empírico à hipótese de que o sistema financeiro é condutor da oferta de recursos e, dessa forma, contribui para o crescimento econômico, medido pelo PIB *per capita*.

No plano internacional, seguindo aproximadamente a mesma estratégia metodológica, outros estudos apresentam evidências em favor de uma relação direta entre o desenvolvimento do sistema financeiro e o crescimento da economia [Beck *et al.* (1999), Berthelemy e Varoudakis (1996), Cull (2001) e King e Levine (1993a e 1993b)].

Demetriades e Hussein (1996), no entanto, realizaram testes para verificar a direção de causalidade entre indicadores de desenvolvimento financeiro e o produto real *per capita*, usando dados do período 1960-87 de 16 países relativamente semelhantes em termos de renda e de população. Foi utilizada a metodologia de Granger com especificações alternativas do modelo VAR em função do número de raízes unitárias das séries. Os indicadores de desenvolvimento financeiro foram definidos alternativamente por depósitos bancários/produto e crédito do setor bancário/produto. Os resultados obtidos dão pouco suporte à visão de que o setor financeiro é condutor no processo de crescimento da economia, mas há considerável evidência de causalidade bidirecional e de alguma reversão da causalidade. Como os resultados mostram claramente que o padrão de causalidade varia

entre países, os autores enfatizam o risco de inferências estatísticas baseadas em estudos de *cross-section*, que implicitamente consideram homogêneas economias diferentes⁵.

No casos das evidências brasileiras, o estudo de Arraes e Teles (2000), visando analisar o comportamento do crescimento econômico, apresenta a formulação de dois modelos econômicos. O primeiro objetiva confrontar versões de modelos de crescimento endógeno e exógenos, testando, em consequência, a hipótese de retroalimentação contínua nas variáveis consideradas no modelo de crescimento econômico de longo prazo. Com o propósito de avaliar os efeitos temporários e permanentes decorrentes de mudanças no comportamento de diversas variáveis sobre o produto *per capita*, foi adotado um modelo com distribuição polinomial de defasagens de Almon. Nesse modelo, juntamente com as variáveis progresso tecnológico, capital humano, tamanho do governo, abertura econômica, infra-estrutura de transportes, distribuição de renda, foi incluído o desenvolvimento financeiro. O segundo modelo é um sistema de

equações, cujo objetivo foi dar tratamento à endogeneidade entre as variáveis produto *per capita*, capital físico, capital humano e tecnologia. O desenvolvimento financeiro foi considerado exógeno na equação de progresso tecnológico. Foram utilizados dados em painel para os estados do Nordeste e demais estados do Brasil, abrangendo o período 1980-93, assim como em nível de países compreendendo séries anuais de 1950 a 1992.

Quanto aos resultados obtidos, observou-se que, em geral, nos modelos com variáveis defasadas, a relação entre desenvolvimento financeiro e produto *per capita* foi positiva e significativa no longo prazo tanto em nível de países quanto no caso do Brasil, exceto para os estados nordestinos, cuja associação é inversa, embora somente significativo para defasagens de 20 anos. No caso do modelo de equações simultâneas, o total de crédito ofertado não aparece diretamente na equação do produto *per capita*, mas na equação de progresso tecnológico (aproximado pelo número de anos de estudo da população com mais de 25 anos), à exceção do grupo de países formado pela Argentina, Chile, Colômbia, México e Venezuela, os coeficientes associados àquela variável são positivos e estatisticamente significativos. Dado que o progresso tecnológico é sempre considerado determinante do produto *per capita*, há, portanto, evidências de que, mesmo nesse último

⁵ A propósito, Arestis e Demetriades (1998: 5) sugerem que, ao contrário de pesquisas com dados em *cross-section*, estudos para um país isoladamente são muito mais promissores para se compreender a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico.

caso, o desenvolvimento financeiro através do progresso tecnológico é integrado à atividade produtiva.

Monte e Távora Júnior (2000), por outro lado, analisam o impacto dos financiamentos regionais originários do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste-FNE (Banco do Nordeste), Fundo de Investimento do Nordeste-Finor (Sudene) e do BNDES sobre produto regional. Foram usados dados de painel relativos aos estados nordestinos e aos períodos 1981-95 (Finor), 1998-98 (FNE) e 1981-95 (recursos do Bndes). Embora não tenham sido inseridas variáveis de controle nas equações estimadas, os resultados obtidos para o PIB total e setoriais indicam forte relação positiva, sugerindo a relevância das três fonte de recursos para o crescimento econômico regional.

Por fim, o estudo de Triner (1996) trata de uma análise do sistema bancário brasileiro, de 1906 a 1930, a fim de examinar os vínculos entre os bancos, crescimento econômico e industrialização, estimando, para isso, equações de demanda de depósitos bancários como função da taxa do produto real e dos preços, assim como equações de oferta determinada pelo variação do produto e do saldos reais de encaixe. A conclusão foi que o sistema bancário estava, então, fortemente integrado à economia produtiva e mais diretamente relacionado ao crescimento industrial do que ao da agricultura.

Conforme observam Levine e Zervos (1998), o debate sobre a importância do desenvolvimento financeiro para o crescimento econômico tem sido considerável. Assim, não obstante o número de autores que sustentam a existência e a relevância de impactos diretos do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento da economia ser maior e essa relação estar apoiada em ampla evidência empírica, o sentido de causalidade entre essas duas variáveis terá de ser avaliado empiricamente, assinalam esses autores.

3. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: avaliação empírica da relação

Diante dos resultados da discussão das hipóteses teóricas e das evidências empíricas, pode-se, em síntese, formular o seguinte modelo para avaliar a natureza da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico numa perspectiva histórica:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \alpha_2 Z_t + u_t \quad (3.1)$$

onde Y_t indica o crescimento econômico em t , D_t é um indicador de desenvolvimento financeiro, Z_t é um conjunto de variáveis de controle e u_t é o termo residual.

Ante o interesse específico de se avaliar a natureza da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico e em virtude da ausência de um sentido teórico único, optou-se pela realização de testes de causalidade de Granger.

3.1. Testes de causalidade: procedimentos econométricos

Não obstante seja um conceito complexo, Granger, em seu trabalho seminal publicado em 1969, propôs definições testáveis da causalidade entre duas séries de tempo, cuja racionalização lógica se baseia na idéia humeana de que a causa precede o efeito [apud Hoover (2001)]. A partir dessa ordem temporal e tendo em vista que o conceito de causa exprime aquilo que faz com que outra coisa exista, o teste de Granger objetiva apenas verificar se uma variável precede outra. Por isso, Leamer (1985) sugere o termo precedência em vez de causalidade. Apesar disso, o uso do termo teste de causalidade consagrou-se na literatura.

No sentido postulado por Granger, uma variável X causa Y , se a inclusão de valores passados de X num conjunto de informações que inclua essas duas variáveis contribui para melhorar a previsão da variável Y . Se, ao contrário, os valores passados de X não contribuem para melhorar a previsão de Y , diz-se que X não causa Y . Há realimentação ou causalidade bidirecional, se a inclusão de valores defasados de X e de Y no universo de informações considerado melhora tanto as previsões de Y quanto as de X , isto é, os valores passados de X são úteis para a previsão de Y , assim como os valores passados de Y melhoram, por sua vez, a previsão de X .

No caso de séries estacionárias, os testes de causalidade são obtidos a partir da estimação das seguintes equações:

$$Y_t = \sum_{j=1}^m a_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j X_{t-j} + u_t \quad (3.2)$$

$$X_t = \sum_{j=1}^m c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j X_{t-j} + v_t \quad (3.3)$$

onde os resíduos u_t e v_t são ruídos brancos, ou seja, não contém autocorrelação serial. Com a estimação dessas duas equações, obtêm-se um dos seguintes resultados:

- a) X_t causa ou precede Y_t , ou $Y_t = f(X_t)$, se, conjuntamente, $b_j \neq 0$.
- b) Y_t causa ou precede X_t , ou $X_t = g(Y_t)$, se, conjuntamente, $c_j \neq 0$.
- c) X_t causa ou precede Y_t e Y_t causa X_t , ou $Y_t = f(X_t)$ e $X_t = g(Y_t)$, se, conjuntamente, $b_j \neq 0$ e $c_j \neq 0$.

Assim, as hipóteses nulas testáveis são, respectivamente:

- a) $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$ (X_t não causa Y_t)
- b) $H_0: c_1 = c_2 = \dots = c_j = 0$ (Y_t não causa X_t)
- c) $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0$ e $c_1 = c_2 = \dots = c_j = 0$ (X_t não causa Y_t , nem Y_t causa X_t)

Essas hipóteses podem ser testadas com a utilização da estatística F (teste de Wald de restrições de coeficientes). A estatística desse teste tem a seguinte definição:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_i) / k}{(SQR_i) / (n - 2k)} \quad (3.4)$$

onde SQR_r é a soma de quadrados residuais da equação restrita, isto é, sem os valores passados, e SQR_i é a soma de quadrados residuais da equação irrestrita, ou seja, com a especificação completa. k é o número de restrições e n é o tamanho da amostra.

No caso de séries com raiz unitária ou não-estacionárias, como soe acontecer com a maioria das séries macroeconômicas, a especificação do modelo do teste de causalidade com variáveis em níveis pode gerar resultados espúrios. Portanto, antes de proceder ao teste de causalidade, deve-se verificar a existência ou não de problemas de raiz unitária nas séries. Se existe raiz unitária, as séries não são integradas e, desse modo, devem ser expressas em sucessivas diferenças até que seja obtida a integração.

Tratando-se de modelos com duas ou mais variáveis, seria necessário, ainda, que as séries envolvidas, além de integradas de ordem idênticas, sejam co-integradas, requerendo, portanto, a realização de testes de co-integração.

Nesse caso, os testes de causalidade tornam-se mais complexos. Para isso, Demetriades e Hussein (1996), baseados nas formulações de Hendry *et al.* (1984), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), especificaram um modelo vetorial auto-regressivo (VAR) com mecanismo de correção de erros para testar a causalidade entre desenvolvimento financeiro (D) e crescimento econômico (Y). Assim, a especificação geral adotada foi a seguinte:

$$\Delta Y_t = a + \sum_{j=1}^k b_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m c_j \Delta D_{t-j} + dU_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

$$\Delta D_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j \Delta D_{t-j} + \partial V_{t-1} + v_t \quad (3.6)$$

onde U_{t-1} e V_{t-1} são os termos de correção de erros com uma defasagem, k e m indicam, respectivamente, o número de termos defasados para as variáveis Y e D . Nesse caso, as fontes de causalidade são os termos dinâmicos defasados em primeiras diferenças e os termos de correção de erros. Desse modo, aceita-se a causalidade de D sobre Y se os coeficientes $c_j \neq 0$ ou $d \neq 0$ (Equação 3.5).

Essa é uma formulação geral. Assim, se não existe raiz unitária, as variáveis envolvidas são estacionárias e o teste convencional de Granger com base num VAR com variáveis em níveis é válido. Se existem duas raízes unitárias, o sistema não é estacionário. Nesse caso, o teste de causalidade deve ser realizado com o modelo VAR em primeiras diferenças, sem os termos de correção de erros defasadas. Finalmente, o caso mais interessante de uma raiz unitária, isto é, variáveis integradas de ordem 1 e co-integradas requer a realização do teste de causalidade com a utilização de um modelo VAR com a correção de erros.

Granger (1988), no entanto, critica essa especificação com correção de erros sob o argumento de que pode levar à má especificação da equação de teste e, em consequência, a conclusões errôneas. Apesar disso, a inclusão do termo de correção de erros nas equações do teste oferece a vantagem adicional ser fonte de causalidade que pode ser identificada na forma de dinâmicas de curto prazo ou do ajustamento do desequilíbrio de longo prazo [apud Demetriades e Hussein (1996):393]. Ademais, trata-se de uma forma estatisticamente aceitável de introduzir as informações de longo prazo, perdidas com o uso

de variáveis em diferenças. Sims *et al.* (1990), também, fizeram restrição ao uso de variáveis em primeiras diferenças antes da realização do teste de causalidade.

Mais recentemente, Toda e Phillips (1993), apesar de terem levantado dúvidas sobre a realização de testes de causalidade com base em VAR irrestrito com as variáveis em níveis, sugeriram que os modelos com correção de erros do tipo Johansen oferecem base mais segura para o teste.

Em face dessas indefinições, Demetriades e Hussein (1996) defendem, para verificar a significância estatística da relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, a realização de testes de causalidade tanto com modelo VAR em níveis quanto em primeiras diferenças e um termo de correção de erros.

O modelo VAR com correção de erros deve ser usado no caso de séries integradas de ordem um e co-integradas. Portanto, o procedimento metodológico inicial foi realizar testes de raiz unitária para estabelecer a ordem de integração de cada variável e de co-integração, dado que esta tem importantes implicações para os testes de causalidade.

Os testes de raiz unitária foram realizados com a utilização do conhecido procedimento de Dickey-Fuller [Dickey e Fuller (1981)]. No caso de co-integração, os testes podem ser implementados com base no procedimento sugerido por Johansen (1988), o qual consiste em obter o número de vetores de co-integração estatisticamente significativos. Num sistema bivariado, o número máximo de valores é sempre um, de modo que a hipótese nula é que não existe vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de existência. Neste caso, os resíduos gerados pela equação co-integrante são usados para definir o termo de correção de erros.

No contexto de VAR com correção de erros, existem três tipos de testes a depender da fonte de causação. O primeiro teste refere-se à significância conjunta dos termos dinâmicos defasados ($\Delta D_{t,j}$ e $\Delta Y_{t,j}$ nas equações 3.5 e 3.6, respectivamente). O segundo é o teste de significância do termo de correção de erros. O terceiro tipo de teste refere-se ao teste de significância conjunto do termo de correção de erros e dos termos dinâmicos. O teste de significância do termo de correção de erros isoladamente é também um teste de exogeneidade fraca, enquanto o teste conjunto desse termo e dos coeficientes associados às variáveis dinâmicas indicadas pelas primeiras diferenças constitui um teste de exogeneidade forte [Charemza e Deadman (1999)].

No caso de contradição nos resultados dos testes baseados em VAR em nível e no VAR com correção de erros (VECM), pode-se optar pelo segundo, porque o teste de Wald no VAR em nível, na melhor das hipóteses, é válido somente assintoticamente [Toda e Phillips (1993)].

No contexto de co-integração, a ausência de causalidade no sentido de Granger requer a condição adicional de que o coeficiente da velocidade de ajustamento ou do termo de correção de erros seja estatisticamente igual a zero. Naturalmente, para que a relação de longo prazo exista e o modelo seja efetivamente de correção de erros ou de co-integração, é necessário que, pelo menos, um dos termos de correção de erros não seja nulo [Enders (1995: 367)].

Apesar de consagrado na literatura, o teste de causalidade proposto por Granger tem experimentado duas críticas principais. Primeiro, registram-se restrições à definição do número de defasagens das variáveis sob a alegação de arbitrariedade, pois o teste é sensível à escolha dessa ordem. A consequência disso é que um reduzido número de defasagens pode implicar estimativas inconsistentes, enquanto um número muito grande pode reduzir a eficiência da estimação. A segunda crítica refere-se ao uso de testes bivariados em virtude da possível existência de viés originário da omissão de variáveis relevantes [Ferreira (1993:90-91)].

A propósito, Hoover (2001), reexaminando a questão causal, observa que uma variável X causa Y no sentido de Granger, se a história passada de Y não oculta inteiramente o efeito de X sobre Y. Na prática, isso significa que uma variável X causa outra variável Y, se a variância do erro da regressão de Y sobre sua própria história passada e a história passada de X é estatisticamente mais significativa do que a variância do erro da regressão de Y sobre sua própria história passada.

Com base nisso, Hsiao (1981) propôs um procedimento seqüencial que combina o conceito de causalidade de Granger com um critério de minimização do erro final de previsão (EFP), permitindo, assim, fixar o número ótimo de defasagens para as variáveis envolvidas na equação do teste⁶ e, em consequência, reduzir o número de equações requeridas para avaliar a causalidade. O EFP é estimado com base na seguinte definição:

⁶ É possível obter, também, o número ótimo de defasagens com base no critério de Schwarz, conforme sugere Carneiro (1997).

$$EFP = \frac{T+k}{T-k} \frac{SQR}{T} \quad (3.7)$$

onde SQR é a soma de quadrados dos resíduos obtidos a partir da estimação da equação do teste, T é o tamanho da amostra e k é o número de parâmetros da equação estimada.

De acordo com esse procedimento, em equações de teste que envolvam duas ou mais variáveis, o número ótimo de defasagens corresponde à especificação dinâmica, cuja estimação minimize o erro final de previsão (EFP). Hsiao argumenta que esse critério apresenta duas vantagens. Em primeiro lugar, a minimização do EFP permite que o risco de viés decorrente da escolha de um número reduzido de defasagens seja compensado pelo risco de aumento da variância associado à escolha de um número maior de defasagens. A segunda vantagem reside no fato de que a determinação do número ótimo de defasagens por esse critério equivale à aplicação de um teste F com níveis de significância variáveis.

Ferreira (1993) observa que tal procedimento de teste é mais adequado do que os testes F convencionais para decidir sobre a inclusão ou não de uma variável numa equação de regressão, em virtude de, nestes últimos, o nível de significância é definido de modo *ad hoc*, enquanto, pelo critério de Hsiao, há uma escolha otimizada, visto que procura minimizar o erro quadrático médio de previsão.

No caso da hipótese X causa Y, o procedimento seguido por Hsiao envolve os seguintes passos [Ferreira (1993)]:

- a) regride a variável Y sobre seus próprios valores passados, iniciando-se com um número máximo de defasagens p escolhido arbitrariamente, selecionando-se o valor $m \leq p$ e a especificação que minimizam o EFP.
- b) reestima-se a equação selecionada com o acréscimo dos valores defasados da variável X, iniciando-se com o mesmo número máximo de defasagens p antes utilizado, escolhendo-se, em seguida, o valor n que minimiza o EFP.
- c) em seguida, os valores de EFP mínimos obtidos são comparados. Se $\min [EFP(m,n)] < \min [EFP(m)]$, então a escolha da especificação para estimar Y é aquela que envolve simultaneamente m defasagens da variável Y e n defasagens da variável X. Nesse caso, diz-se que X causa Y no sentido de Granger. No caso contrário, a variável X não causa Y no sentido de Granger, o que significa que o modelo especificado não deve incorporar termos de X.

Quanto ao uso de modelos bivariados, o segundo problema crítico na aplicação do teste convencional de causalidade é a omissão de variáveis relevantes. O procedimento adotado para equacioná-lo tem sido o acréscimo de variáveis de controle, na expectativa de que a inferência sobre a causalidade se altere e resultados mais realísticos sejam obtidos.

No caso específico de crescimento econômico, seus diferenciais ao longo do tempo podem estar refletindo a confluência de vários fatores além de desenvolvimento financeiro. Na medida que esses fatores são omitidos nas equações de crescimento, os indicadores de desenvolvimento financeiro refletem aproximadamente essas omissões, podendo afetar as inferências de causalidade significativamente.

Em conseqüência, o procedimento mais adequado é o uso de modelos multivariados, incluindo nas equações especificativas variáveis de controle. Com o propósito de analisar os diferenciais do produto *per capita* no contexto de modelos de crescimento endógeno (Modelo 3.1), considerou-se, com inspiração no estudo de Beck *et al.* (1999), a acumulação de capital como variável adicional ou de controle nos testes de causalidade multivariados. Alternativamente, em face das freqüentes incertezas associadas ao ambiente macroeconômico brasileiro em termos de níveis elevados ou de taxas voláteis de inflação, usou-se, também, como variável de controle, a dispersão ou volatilidade dos preços relativos [Ma (1998)].

No contexto da metodologia de Hsiao (1981), os testes de causalidade multivariados são possíveis. Nesse caso, seguindo a sugestão de Ferreira (1993), o segundo passo para a implementação do procedimento de teste de Hsiao deve ser repetido separadamente para cada variável adicional. Se, como antes, o valor mínimo de EFP obtido nessa etapa for menor do que aquele obtido na primeira etapa, essa variável causa Y no sentido de Granger e, dessa forma, deve ser incluída na equação com o número de defasagens que minimizou o EFP nessa segunda etapa. Prossegue-se o teste, verificando-se se a incorporação de valores defasados de uma terceira variável à equação do teste permite reduzir ainda mais o EFP e assim por diante.

Na hipótese de o menor valor de EFP na segunda etapa for maior do que aquele valor mínimo obtido no primeiro passo, nenhuma das variáveis causa Y no sentido de Granger e, em conseqüência, a especificação escolhida envolve apenas valores defasados da variável dependente Y. Desse modo, os valores correntes da variável Y não melhoram quando são

consideradas as informações históricas das demais variáveis relativamente à situação em que esse quadro histórico é ignorado. Nesse caso, a causalidade no sentido de Granger está ausente.

Em síntese, observe-se que, apesar das vantagens associadas à extensão do teste de Granger desenvolvida por Hsiao com base no erro final de previsão, não é possível verificar nem a direção de causalidade nem a significância dos parâmetros que definem a relação entre as variáveis. Para complementar o teste, há, portanto, necessidade de estimação das equações especificativas.

A respeito de testes de causalidade em contextos multivariados, Charemza e Deadman (1999), além de variáveis adicionais de controle sugeridas pela teoria, recomendam a incorporação de componentes determinísticos como intercepto, tendência e sazonalidades, se necessário.

Em síntese, adotou-se a seguinte seqüência de procedimentos para o teste de causalidade: a) verificação da existência ou não de raiz unitária, utilizando-se inclusive testes com a incorporação de *dummies* indicativas de *outliers* e de mudanças estruturais na tendência), b) teste de co-integração na hipótese de as séries serem integradas de ordem 1 [I(1)], c) uso de modelo VAR em níveis, se as variáveis forem estacionárias, ou de VAR com correção de erros, no caso de séries I(1), d) cálculo do erro final de previsão (EFP) para definir o número ótimo de defasagens das variáveis envolvidas no teste de causalidade, e e) uso de especificações multivariadas para reduzir o problema de viés originário da omissão de variáveis.

3.2 Dados utilizados e definição das variáveis

Os dados utilizados para a realização dos testes de causalidade são anuais e cobrem o período 1947-2000. No entanto, as séries de crédito bancário ao setor privado e crédito do sistema financeiro ao setor privado cobrem somente os períodos 1963-2000 e 1970-2000, respectivamente. Três conjuntos de variáveis foram utilizados: a) crescimento econômico, alvo da análise, b) indicadores de desenvolvimento financeiro, e c) as variáveis de controle usadas nos testes multivariados de causalidade.

Com relação ao crescimento econômico, seguindo a prática mais comum na literatura [Gelb (1989), Roubini e Sala-i-Martin (1992) e King e Levine (1993a e 1993b)], utilizou-se como medida o Produto Interno Bruto (PIB) real *per capita*⁷, expresso em logaritmo (LPC).

Quanto ao desenvolvimento financeiro, a idéia central subjacente é que se obtenha uma medida que incorpore elementos que traduzam os estímulos e facilidades para o desenvolvimento da atividade econômica. Entre esses elementos, destacam-se o volume de transações para trocas de bens e serviços, a mobilização e acumulação de fundos emprestáveis, a alocação de recursos, a confiabilidade pública em termos de proteção de credores e diversificação de risco.

Como uma medida que abranja todos esses elementos não existe, o procedimento adotado tem sido a utilização de múltiplos indicadores, de modo que o maior número possível de dimensões possa ser captado. Nesse sentido, cada indicador definido tem alcance distinto, podendo a magnitude dos elementos que incorpore variar no tempo em função de eventos atípicos ou historicamente localizados, decorrentes de políticas econômicas, crises financeiras ou acontecimentos naturais.

As formas mais comuns de mensuração do desenvolvimento financeiro têm sido o uso das razões agregados monetários/PIB, crédito/PIB, recursos depositados no sistema financeiro/recursos totais em poder do sistema financeiro [King e Lavine (1993a), De Gregorio e Guidotti (1995), Cheng (1999) e Marrison (2001) entre outros].

No caso das razões agregados monetários/PIB, a prática mais comum é o uso de definições amplas de moeda como M2, M3 e M4. Esses agregados são, por definição, constituídos por papel-moeda em poder do público (PMPP) mais depósitos à vista e recursos remunerados mantidos no sistema financeiro.

⁷ A descrição e as fontes dos agregados macroeconômicos e do índice de preços usados para deflacionar os valores nominais encontram-se no Anexo I.

A propósito do uso de M1, De Gregorio e Guidotti (1995) argumentam que, dadas as limitadas dimensões financeiras que incorpora, esse agregado restrito como proporção do PIB é uma medida pobre de profundidade financeira de uma economia, posto que, se existe um elevado nível de monetização, é mais provável que M1/PIB indique subdesenvolvimento financeiro, enquanto baixos níveis dessa relação podem ser resultado de elevado grau de sofisticação ou complexidade dos mercados financeiros, permitindo que os indivíduos utilizem depósitos rentáveis mantidos no sistema financeiro em vez de moeda corrente ou depósitos à vista. Em conseqüência, esses autores sugerem o uso de agregados monetários menos líquidos como M2 e M3 como indicador de desenvolvimento financeiro.

A razão M2/PIB incorpora as condições de oferta de moeda que geram impactos de primeira ordem sobre as decisões de poupar e investir. Portanto, uma elevada e crescente razão M2/PIB indica um fluxo maior de fundos emprestáveis à economia real [Cheng (1999)]. Ademais, Jung (1986) argumenta que, como variável que indica monetização, a razão M2/PIB capta o desenvolvimento qualitativo e quantitativo do setor financeiro.

Dessa forma, essa argumentação sugere que mudanças em M2 podem naturalmente alterar a composição da poupança de modo a favorecer a acumulação de capital e, em conseqüência, promover o crescimento econômico, ao gerar externalidades ou efeito *spillover* na produção, como postula Romer [apud Cheng (1999)].

A utilização de agregados monetários amplos sobre o PIB, apesar de usual em análise com dados em *cross-section*, apresenta problemas no caso de séries de tempo, dado que expressiva parcela desses agregados em países em desenvolvimento pode ser mantida fora do sistema financeiro e, portanto, aumentos na razão agregados monetários amplos/PIB tendem, em princípio, a refletir uso mais intenso de moeda do que de fundos potencialmente emprestáveis. Assim, para se obter uma medida mais representativa de desenvolvimento financeiro, a moeda em circulação teria de ser excluída da definição de agregados monetários amplos [Demetriades e Hussein (1996), Luintel e Khan (1999) e Asteriou e Price (2000)].

De modo semelhante, com a exclusão do papel-moeda em poder do público, obtém-se um passivo que reflete o total de recursos do público confiados pelo público ao sistema financeiro. Nesse caso, a razão passivo/PIB incorpora informações mais próximas do conceito de desenvolvimento financeiro, porque indica, mais adequadamente, a oferta de serviços de liquidez e mobilização de recursos, características importantes no processo de crescimento econômico, além do grau de confiabilidade do público no sistema financeiro.

O uso de agregados financeiros padronizados pelo PIB pode, no entanto, gerar viés na mensuração do desenvolvimento financeiro ao longo do tempo. Com efeito, no caso do Brasil, as decisões de política econômica, que ora implicam direcionamentos de aplicações em títulos públicos ora impõem gravames sobre os fundos potencialmente emprestáveis sob a forma de recolhimentos compulsórios, têm gerado impactos muito diferenciados entre os agregados monetários e o produto real. Isso ocorreu, sobretudo, com a implementação dos planos Collor I e Real.

Quanto à utilização do crédito na mensuração de desenvolvimento financeiro, a versão mais comum tem sido a razão crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB, porque incorpora informações mais próximas da intermediação financeira [King e Levine (1993a) e Marrison (2001)], em virtude de refletir respostas do setor privado à sinalização de preços e outras condições de mercado [Demetriades e Hussein (1996) e Luintel e Khan (1999)] e em face de o crédito concedido traduzir-se mais eficientemente em aumentos de investimentos produtivos e de produtividade em relação àquele destinado ao setor público [Kar e Pentecost (2000)].

Diante disso, adotou-se aqui a estratégia de mensurar o conceito de desenvolvimento financeiro de formas alternativas de modo a captar o maior número possível de dimensões e, assim, robustecer os testes de causalidade realizados. Nesse sentido, seguindo a literatura, foram consideradas as razões agregados monetários amplos/PIB, assim como as formas de mensuração em que os agregados monetários amplos são líquidos do papel-moeda em poder do público (PPMP), dividindo-se a diferença pelos respectivos valores brutos. Além dessas medidas, foram utilizadas as razões crédito ao setor privado/PIB. Especificamente, os indicadores de desenvolvimento financeiro, expressas em logaritmos, são as seguintes:

$$LAM = \log (M2 - PMPP)/M2$$

$$LAP = \log (M2 - PMPP)/PIB$$

$$LCB = \log (CSB/PIB)$$

$$LCF = \log (CSF/PIB)$$

$$LMP = \log (M2/PIB)$$

onde M2 é o tradicional agregado monetário amplo, CSB é o crédito do sistema bancário ao setor privado e CSF é o crédito do sistema financeiro ao setor privado e PMPP é papel-moeda em poder do público ou papel-moeda emitido em poder do setor não-bancário.

A diferença (M2-PMPP) refere-se à parcela de ativos do público confiados ao sistema financeiro (ASF) e potencialmente emprestáveis. Como a existência desses ativos pressupõe relações contratuais entre depositantes e instituições financeiras, as variáveis LAM e LAP indicam, também, confiabilidade no sistema financeiro e nas instituições que o regulamentam ou garantem o cumprimento dos contratos (*enforcement*). Assim, a razão (M2-PMPP)/M2 mede, também, a extensão com que os direitos de propriedade são protegidos de modo que os indivíduos decidam manter seus ativos líquidos no sistema financeiro. A propósito, essa medida é semelhante à razão [M2 - Papel-moeda em circulação(PMC)]/M2, usado por Clague et al. (1999), como medida de qualidade institucional.

Essa confiabilidade do público, incorporada pelo indicador (M2-PMPP)/M2, é, na verdade, uma espécie de ativo intangível que as instituições financeiras detêm, o qual pode variar em função do grau com que os contratos firmados são respeitados ou protegidos na percepção do público depositante. Se tal respeitabilidade ou proteção existe, a confiabilidade no sistema financeiro aumenta e, em consequência, ampliam-se as possibilidades de negócios bancários. Ao contrário, se respeitabilidade/proteção é negativamente afetada, tal confiabilidade se reduz.

Experiências brasileiras de mudanças de indexadores e de prazos de resgates, perdas de aplicações financeiras em face de quebras de instituições financeiras, mudanças frequentes nos níveis de preços e em políticas macroeconômicas, etc. são situações que geraram instabilidade e conseqüentemente minaram, em parte, a credibilidade das instituições do

sistema financeiro junto ao público. A consequência disso é o afastamento paulatino do público do sistema financeiro por falta de proteção de compromissos contratuais, gerando, assim, efeitos intertemporais sobre a atividade econômica⁸.

Apesar de Clague et al. (1999) terem usado a razão $(M2-PMC)/M2$ como medida da proteção dos direitos de propriedade associado ao *enforcement* (capacidade institucional de fazer cumprir os contratos) e da morosidade judicial e inadequação do arcabouço legal⁹, é importante assinalar que, ao longo do tempo, essas características institucionais estão, em grande medida, relacionadas diretamente às condições econômicas vigentes, como inflação, taxa de juros e de câmbio e risco. Se todas essas condições forem favoráveis, a razão $(M2-PMPP)/M2$ tende a assumir valores elevados, indicando, em consequência, ampliação de fundos emprestáveis em poder do sistema financeiro. Contrariamente, a relação tende a ser baixa, implicando redução de fundos emprestáveis.

Para fins de avaliação, são apresentados na Tabela 3.1 os coeficientes de correlação simples entre as medidas alternativas de desenvolvimento financeiro. Note-se que, em sua forma original, os dois indicadores mais próximos são as razões AP e MP, definidas, respectivamente, por $(M2-PMPP)/PIB$ e $M2/PIB$, com coeficiente de correlação (r) de 0,994. Em seguida, vêm os dois indicadores que envolvem crédito ao setor privado (CB e CF), com $r=0,902$. No outro extremo, apresentam correlações negativas as razões entre crédito e PIB (CSB/PIB e CSF/PIB) e os ativos do público confiados ao sistema financeiro/PIB. Na forma logarítmica, as correlações são semelhantes.

O objetivo dessa diversidade de formas de mensuração foi o de ampliar a captação das múltiplas dimensões associadas ao conceito de desenvolvimento financeiro. As variações nos coeficientes de correlação indicam que esses indicadores captam dimensões díspares do desenvolvimento financeiro. Assim, uma correlação negativa entre CSB/PIB e $(M2-PMPP)/M2$, por exemplo, indica que a intermediação financeira em termos de CSB/PIB pode declinar, enquanto a parcela de recursos de terceiros confiados pelo público ao sistema financeiro/PIB pode, contrariamente, elevar-se. Nesse sentido, o uso de um único indicador pode captar determinadas dimensões do sistema financeiro, mas pode ignorar outras.

⁸ Essa a situação do sistema financeiro argentino atualmente.

⁹ Para um *survey* das implicações de variáveis institucionais sobre o crescimento econômico, ver Aron (2000).

Tabela 3.1

Coefficientes de Correlação Simples entre os Indicadores de Desenvolvimento Financeiro na Forma Original (abaixo da diagonal principal) e na Forma Logarítmica (acima da diagonal)

Indicadores de Desenvolvimento Financeiro	L A M	L A P	L C B	L C F	L M P	-
AM = (M2-PMPP)/M2	1,000	0,202	-0,415	-0,291	0,096	L A M
AP = (M2-PMPP)/PIB	0,129	1,000	0,291	0,411	0,994	L A P
CB = CSB/PIB	-0,385	0,353	1,000	0,883	0,341	L C B
CF = CSF/PIB	-0,320	0,396	0,902	1,000	0,449	L C F
MP = M2/PIB	0,028	0,994	0,413	0,452	1,000	L M P
-	A M	A P	C B	C F	M P	-

Fonte dos Dados Brutos: ver Anexo I

As variáveis de controle usadas nos testes de causalidade foram a acumulação de capital e instabilidade macroeconômica. Para medir a acumulação de capital, a forma mais comum tem sido o uso do estoque de capital por trabalhador, o qual consiste em acumular os valores reais dos fluxos periódicos da formação bruta de capital fixo a partir do estoque inicial, dividindo-os pela força de trabalho [Beck *et al.* (1999) e Asteriou e Price (2000)]. A taxa de depreciação tem sido, em geral, considerada constante. A série de estoque de capital (EK) foi definida aqui com base na acumulação dos fluxos reais da formação bruta de capital fixo a partir de 1947¹⁰, dividindo, em seguida, os valores acumulados pela população economicamente ativa (PEA). Obteve-se, por fim, a variável estoque de capital por trabalhador (KT). Na verdade, EK não é uma medida perfeita, porque subestima o estoque inicial de capital e assume depreciação constante. No entanto, trata-se de mensuração mais adequada em relação à prática de considerar zero o estoque inicial de capital¹¹. Note-se, a respeito, que qualquer que seja o valor inicial utilizado, o crescimento da série não se altera em termos de variação anual, o que interessa aqui.

10 Na verdade, existem séries de estoque de capital líquido em construções de estruturas residenciais e não-residenciais, estimadas pelo Ipea pelo método de estoque perpétuo, com idade média suposta de 40 anos para estruturas não-residenciais e 50 anos para estruturas residenciais, usando taxas de depreciação linear para ambas (www.ipeadata.gov.br, acesso em 03.04.2002). O estoque total – soma das duas séries – é altamente correlacionado com a série definida com base na acumulação dos fluxos reais da formação bruta do capital fixo (EK) ($r=0,996$). A série do Ipea cobre o período 1950-99. Assim, por não cobrir todo período de análise e em face da elevada correlação, optou-se pela utilização de EK.

¹¹ Para uma discussão a respeito, ver Beck *et al.* (1999)

A instabilidade macroeconômica (IM) foi, por sua vez, aproximada pela volatilidade ou desvio-padrão das variações mensais do IGP/DI, de acordo com a racionalização sugerida por Ma (1998). Em termos logarítmicos, tem-se LIM¹².

3.3 Resultados empíricos

3.3.1 Testes de raiz unitária

A inferência de testes de causalidade, a fim de evitar resultados espúrios, requer que as séries de tempo envolvidas sejam integradas, ou seja, não apresentem problemas de raiz unitária e, caso estes estejam presentes, essas séries devem ser co-integradas. Assim, antes da realização dos testes de causalidade, verificou-se a existência de raiz unitária.

Os testes convencionais de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (DFA), assim como de Perron-Phillips (PP), são apresentados na Tabela 3.2. Com base nesses testes, a hipótese nula de ausência de raiz unitária é rejeitada para as variáveis produto *per capita* para o período 1970-2000 no nível de significância de 1%. No caso dos indicadores de desenvolvimento financeiro, a rejeição da hipótese de raiz unitária, pelo teste DFA, ocorre somente no caso das variáveis LAM com o nível de significância de 1%. Pelo teste PP, o nível de significância é de 5%. Com a utilização do teste PP, a hipótese de raiz unitária para a variável LAP é também rejeitada, mas somente no nível de significância de 10%.

As variáveis de controle instabilidade macroeconômica (LIM) e estoque de capital por trabalhador (LKT) apresentam estacionariedade no nível de significância de 5% ou menos. No caso da variável LKT, a hipótese de raiz unitária nos períodos 1963-2000 e 1970-2000 somente é rejeitada com a utilização do teste PP, mas no nível de significância 1%.

Dada a sensibilidade dos resíduos à presença de *outliers* [Franses e Haldrup (1994), Franses (1998) e Marques (1998)], utilizou-se o teste de Jarque-Bera (JB) para verificar a normalidade nas equações especificadas para os testes de raiz unitária. Tal hipótese é rejeitada para o nível de significância de 1% no caso das variáveis LAM, LAP e LMP, indicando elevada sensibilidade dos resíduos à presença de observações discrepantes. Para o nível de significância de 5%, a normalidade dos resíduos é rejeitada nas equações para a realização do teste de raiz unitária das variáveis produto *per capita* (LPC) no período

¹² Ver estatísticas descritivas de todas as variáveis no Anexo II.

1947-2000 e LKT no período 1963-2000. No caso da variável LCB (crédito bancário ao setor privado/PIB), a rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos somente ocorre no nível de 10%.

Tabela 3.2
Testes Convencionais de Raiz Unitária

Variável	Período Amostrai	Teste DF/DFA			Teste PP	Estatística
		Componentes Determinísticos	k	Estatística t	Estatística t	Q _{JB}
LPC	1947-2000	C	1	-1,751	-2,206	7,124 ^b
	1963-2000	C	1	-1,570	-1,693	4,528
	1970-2000	C	0	-4,530 ^a	-4,514 ^a	1,701
LAM	1947-2000	-	3	-2,759 ^a	-2,431 ^b	119,861 ^a
LAP	1947-2000	C	3	-2,339	-2,728 ^c	122,230 ^a
LCB	1963-2000	C,T	4	-3,090	-2,191	5,209 ^c
LCF	1970-2000	C,T	7	-2,538	-3,091	0,025
LMP	1947-2000	C	3	-2,487	-2,565	100,936 ^a
LIM	1947-2000	-	5	-2,483 ^b	-2,716 ^a	1,693
	1963-2000	-	5	-2,232 ^b	-2,314 ^b	2,036
	1970-2000	-	5	-1,861 ^c	-2,060 ^b	1,845
LKT	1947-2000	C	3	-3,543 ^b	-7,967 ^a	1,563
	1963-2000	C	2	-2,295	-6,193 ^a	6,005 ^b
	1970-2000	C	4	-2,528	-8,662 ^a	2,824

Notas: ¹Componentes determinísticos: C = constante e T = tendência. ²k é número de defasagens. ³As letras “a”, “b” e “c” indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. ⁴Q_{JB} é a estatística do qui-quadrado para teste a normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera). ⁵Ver definição das variáveis na Seção 3.2.

Tratando-se de período longo em que ocorreram eventos que geraram choques transitórios e permanentes sobre as séries macroeconômicas e, em conseqüência, observações atípicas ou mudanças estruturais, a realização de testes de raiz unitária sem considerar essas ocorrências pode implicar resultados viesados ou espúrios. Sobre isso, há extensa literatura.

A propósito, Perron (1989 e 1990) propôs a incorporação de variáveis *dummies* às equações do teste de raiz unitária, visando considerar tanto a presença de *outliers* quanto de mudanças estruturais. Diversas extensões aos estudos pioneiros de Perron foram publicados [Zivot e Andrews (1992), Banerjee *et al.* (1992), Perron e Vogelsang (1992), Franses e Haldrup (1994), Perron (1997) e Franses (1998), entre outros]¹³.

¹³ Para *survey*, ver Madalla e Kim (1998) e Patterson (2000).

Desse modo, com o objetivo de realizar testes de raiz unitária levando em conta esses elementos determinísticos, foram adotados aqui os procedimentos sugeridos por Franses (1998) para séries com *outliers* aditivos, Perron e Vogelsang (1992) para o caso de *outliers* inovativos e Perron (1989 e 1990) quando existe, também, tendência com mudanças estruturais. Assim, seguindo-se esses autores, foram adotadas as seguintes equações especificativas para a realização do teste de raiz unitária:

$$y_t = a + \beta T + \delta DA_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.8)$$

$$y_t = a + \beta T + \delta DI_t + \gamma DL_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.9)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \gamma DL_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.10)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \gamma DL_t + \eta DQ_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.11)$$

onde DA, DI, DL e DQ são variáveis *dummies*. DA = 1 se T = Tb e 0 nos demais casos, DI = 1 se T = Tb + 1 e 0 nos casos contrários, DL = 1 se T > Tb e 0 nas demais situações, DQ = T – Tb se T > Tb e 0 no caso contrário. T indica tendência e Tb é a data de ocorrência de *outlier* ou de mudança estrutural. Em todos os modelos, podem ser incluídas, desde que cabível, uma ou mais *dummies* indicativas de *outliers*, mas, em face da alteração que acarreta nos valores críticos, cada modelo inclui somente uma *dummy* indicativa de mudança e/ou de quebra de tendência. No caso, as variáveis DL e

DQ. Tratando-se de *outliers* aditivos, a incorporação de *dummies* de impulso não afeta a distribuição da estatística do teste [Franses e Haldrup (1994)]. Assim, a expectativa é que a evidência contra a existência de raiz unitária se torne convincente.

Os procedimentos utilizados para detectar os pontos nas séries em que ocorrem observações atípicas ou mudanças estruturais vão desde associá-los a eventos conhecidos aos métodos de identificação endógena propostos por Zivot e Andrews (1992), Banerjee et al. (1992), Chen e Liu (1993) e Perron (1997). No Brasil, as ocorrências de observações atípicas em séries macroeconômicas financeiras e relativas à inflação no período 1947-2000 são, em geral, associadas à implementação dos planos de estabilização econômica: Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990), Collor II (1991) e Real (1994). No caso do produto *per capita* e do estoque de capital por trabalhador, a identificação *a priori* de eventos que tenham gerado mudanças estruturais ou outras

atipicidades nas observações é mais complexa. No entanto, as políticas de expansão econômica no Governo de Juscelino Kubitschek em meados dos anos 50, o “Milagre Econômico” no início dos anos 70 e as crises da dívida externa em 1982 e 1990, como assinalam Ellery Jr. *et al.* (2000), foram acontecimentos que, certamente, afetaram o crescimento econômico e o processo de acumulação de capital transitoriamente ou mudaram-lhes a tendência. Além disso, acrescentem-se a instabilidade política em 1963/64 e os descontroles inflacionários em 1989/90, em 1993 e no início de 1994.

Como esse conjunto de eventos são fartamente documentados, optou-se por admitir conhecidas *a priori* as datas de ocorrências das observações atípicas para as séries de tempo utilizadas. No caso das séries financeiras e da volatilidade da taxa de inflação (LIM), a atipicidade das observações foi associada somente aos anos de início de planos de estabilização, admitindo-se não ter havido impactos significativos com duração superior a um ano¹⁴.

Desse modo, foram incorporadas às equações variáveis *dummies* para avaliar os impactos de *outliers* sobre os testes de raiz unitária, considerando-se somente aquelas que apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. A fim de verificar possíveis impactos superiores a um ano que caracterizam *outliers* inovativos, usou-se a combinação de *dummies* de impulso (DI) e de mudança de intercepto (DL), conforme sugerem Perron e Vogelsang (1992).

Como no caso de mudanças estruturais, possíveis choques provocados por eventos conhecidos são mais difíceis de identificar porque sua manifestação ocorre, em geral, após passado algum tempo, procurou-se localizá-las através de visualização gráfica das primeiras diferenças das séries, confirmando-as pelo método de minimização da estatística *t* para testar a hipótese $\alpha = 1$ na equação do teste de raiz unitária [Zivot e Andrews (1992)]. Assim, caso não existam coincidências, não se pode negar que as mudanças estruturais tenham sido originadas de eventos conhecidos.

Como a presença de *outliers* normalmente implica a rejeição da hipótese nula de normalidade dos resíduos, utilizou-se o teste JB para verificar se o efeito dessas atipicidades foi ou não removido com o uso de variáveis *dummies*.

¹⁴ A respeito da curta duração dos impactos advindos dos planos de estabilização sobre a inflação, ver o estudo desenvolvido por Cati *et al.* (1999). No caso das variáveis financeiras, a própria visualização gráfica dos indicadores de desenvolvimento exibe essa breve durabilidade.

As estatísticas do teste com a inclusão de componentes determinísticos são apresentadas na Tabela 3.3. Os resultados obtidos indicam rejeição da hipótese nula de raiz unitária para o nível de significância de 1% para todas as séries, com exceção do produto *per capita* no período 1947-2000, cuja rejeição ocorre com a probabilidade de erro de 5%. Note-se, em especial, que as *dummies* indicativas de *outliers* aditivos apresentaram coeficientes com significância estatística, principalmente em 1986 (Plano Cruzado), 1990 (Plano Collor I) e 1994 (Plano Real).

Observe-se, ainda, que os testes JB, ao contrário do que se observou antes da introdução de componentes determinísticos, indicam, em geral, não rejeição da hipótese de normalidade com a probabilidade de erro máxima de 5%. Isso sugere que os efeitos de *outliers* nos resíduos associados às equações do teste foram removidos.

Em síntese, dada a ausência de raiz unitária nas séries, não há necessidade de testes de co-integração e, conseqüentemente, os testes de causalidade podem ser implementados com as variáveis em nível.

Tabela 3.3

Testes de Raiz Unitária com a Inclusão de *Outliers* e de Mudanças Estruturais

Série	Período Amostral	Componentes Determinísticos	Datas		k	Estatística t	Estatística Q_{JB}
			Mudanças estruturais	<i>Outliers</i> aditivos			
LPC	1947-2000	C, T, DL, DQ	1976	-	2	-4,636 ^b	0,338
	1963-2000	C, T, DQ	1980	-	2	-6,686 ^a	0,342
	1970-2000	C, DA	-	1981, 83	0	-4,895 ^a	0,703
LAM	1947-2000	C, T, DQ, DA	1987	1986, 90, 94	0	-5,115 ^a	0,258
LAP	1947-2000	C, DA	-	1990	5	-4,272 ^a	0,409
LCB	1963-2000	C, T, DL, DQ	1975	-	8	-5,687 ^a	1,451
LCF	1970-2000	C, T, DL, DA	1988	1991,1994	7	-6,107 ^a	1,324
LMP	1947-2000	C, DA	-	1986, 89, 90	5	-5,228 ^a	1,074
LIM	1947-2000	C, DA	-	1989, 94	5	-4,269 ^a	1,693
	1963-2000	C, DA	-	1989, 94	5	-3,652 ^a	1,607
	1970-2000	C, DA	-	1989, 94	5	-3,209 ^a	1,384
LKT	1947-2000	C, T, DQ, DA	1981	1962, 89	5	-5,231 ^a	0,151
	1963-2000	C, T, DQ, DA	1980	1989	3	-5,306 ^a	1,727
	1970-2000	C, T, DQ	1980	-	8	-4,693 ^a	0,599

Notas: ¹Componentes determinísticos: C = constante, T = tendência, DA = *Dummy* indicativa de *outliers*, DL = *Dummy* que indica mudança de intercepto e DQ = *Dummy* indicativa de quebra de tendência. ²k é número de defasagens. ³As letras “a”, “b” e “c” indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Para os testes sem mudanças estruturais, foram usados os valores críticos usuais de MacKinnon (1991), enquanto nos testes com mudanças estruturais, foram utilizados os valores críticos assintóticos de Perron (1989). ⁴ Q_{JB} é a estatística do qui-quadrado para teste a normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera). ⁵Ver definição das variáveis na Seção 3.2.

3.3.2 Resultados dos testes de causalidade

Como as hipóteses de raiz unitária foram rejeitadas, as séries são integradas de ordem zero $I(0)$. Portanto, os testes de causalidade de Granger podem ser realizados com as variáveis em níveis. Com o propósito de evitar testes exclusivamente univariados, acrescentaram-se às equações especificativas as variáveis de controle estoque de capital por trabalhador (LKT) e instabilidade macroeconômica, medida pelo desvio-padrão das variações mensais do IGP/DI (LIM), além do respectivo indicador de desenvolvimento financeiro (LDF) ou produto real *per capita* (LPC). Formalmente, têm-se as seguintes equações especificativas para a realização dos testes de causalidade de Granger:

$$LPC_t = \alpha + \sum_{j=1}^m b_j LPC_{t-j} + \sum_{j=1}^m c_j LKT_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j LIM_{t-j} + \sum_{j=1}^m e_j LDF_{t-j} + u_t \quad (3.12)$$

$$LDF_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j LDF_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j LKT_{t-j} + \sum_{j=1}^m \varepsilon_j LIM_{t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j LPC_{t-j} + v_t \quad (3.13)$$

onde LDF_t refere-se genericamente aos indicadores de desenvolvimento financeiro em logaritmo.

Para fins de avaliação da relevância estatística, foram utilizadas alternativamente especificações sem as variáveis de controle, com apenas uma dessas duas variáveis e com as duas variáveis simultaneamente. Qualquer que seja a especificação adotada, a hipótese nula de que o desenvolvimento financeiro (LDF) não causa o produto real per capita (LPC) no sentido de Granger é rejeitada, se os coeficientes e_j na Equação 3.12 forem conjuntamente iguais a zero, de acordo com o teste de Wald. Por outro lado, a hipótese nula de reversão da causalidade de que o produto real per capita não causa o desenvolvimento financeiro é testada através da Equação 3.13. Desse modo, se os coeficientes ϕ_j associados a LPC nessa equação forem conjuntamente iguais a zero, rejeita-se a hipótese de reversão de causalidade. Há retroalimentação ou causalidade bidirecional se os coeficientes associados à variável LDF na Equação 3.12 e à variável LPC na Equação 3.13 forem conjuntamente, em cada equação, estatisticamente diferentes de zero. Adotou-se o nível de significância máximo de 10%. O número ótimo de defasagens das variáveis foi definido pelo critério de erro de previsão final (EPF) proposto por Hsiao.

Os resultados obtidos com os testes realizados, após terem sido considerados todos esses procedimentos metodológicos, são apresentados na Tabela 3.4. De modo geral, observa-se que a relação as duas variáveis é positiva e flui do desenvolvimento financeiro para o crescimento econômico. Entre as 20 especificações estimadas, verificou-se coeficiente com sinal contrário ao esperado somente em duas equações, quando a instabilidade macroeconômica (LIM) foi usada como variável de controle e os indicadores de desenvolvimento financeiro foram LAP e LMP.

Quando à significância estatística, a relação de causalidade mostrou-se, em geral, relevante quando o desenvolvimento financeiro foi medido pelas razões crédito ao setor privado/PIB (LCB e LCF) e ativo do público confiado ao sistema financeiro/M2 (LAM). Para este último indicador, o teste de causalidade indica que o desenvolvimento financeiro afeta o produto *per capita* com níveis de significância de 5%, mesmo quando não é usada nenhuma variável de controle.

Se o estoque de capital por trabalhador (LKT) é usado isoladamente ou juntamente com a instabilidade financeira (LIM), há melhoria do nível de significância, rejeitando-se a hipótese nula de ausência de causalidade com a probabilidade de erro de 2,5%. No entanto, quando a variável LIM isoladamente é introduzida como variável de controle, a causalidade somente é estatisticamente significativa no nível de 10%. Por outro lado, a hipótese de retroalimentação – o produto real *per capita* causa ou precede o desenvolvimento financeiro – foi refutada em todas as especificações adotadas.

Quanto ao uso da razão crédito do sistema bancário ao setor privado/PIB (período 1963-2000), a hipótese nula de ausência de causalidade no sentido de Granger é rejeitada para o nível de significância máximo de 2,5%. Quando o estoque de capital por trabalhador e a instabilidade são introduzidos como controle, o resultado do teste é ainda melhor, dado que a rejeição da hipótese de ausência de causalidade ocorre no nível de significância de 1%. Quanto à reversão de causalidade, observou-se somente quando a variável instabilidade financeira é usada como controle, mas para o nível de significância de 10%.

No caso do indicador LCF (crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB para o período 1970-2000), verificou-se que a hipótese de ausência de causalidade não pode ser rejeitada, se o teste é realizado sem variáveis de controle. No entanto, tal hipótese é rejeitada, para o nível de significância de 5%, quando o estoque de capital por trabalhador é introduzido como variável de controle. Se, além do estoque de capital, a equação do teste incorpora a variável instabilidade macroeconômica como controle, num teste quadrivariado, não se pode rejeitar a hipótese de ausência de causalidade do desenvolvimento financeiro sobre produto *per capita*, mas somente no nível de significância de 10%.

Dessa forma, a instabilidade macroeconômica em termos da volatilidade das taxas de inflação, isoladamente, não contribuiu para a melhoria da causalidade e, em conjunto com o estoque de capital, contribuiu para enfraquecê-la. Quanto à hipótese de reversão, não se pode rejeitá-la para níveis de significância de 1%, quando não é utilizada nenhuma variável de controle, e de 5%, quando se controla o efeito da instabilidade financeira. No entanto, é importante assinalar que, ao se controlar o estoque de capital, a relação de causalidade ocorre unidirecionalmente de desenvolvimento financeiro para o produto real *per capita*.

No caso dos indicadores LAP (ativo do público no sistema financeiro/PIB) e LMP (M2/PIB), os resultados obtidos são, em geral, pobres. No caso da variável LAP, a relação de causalidade desenvolvimento financeiro *versus* crescimento do produto *per capita* somente é estatisticamente significativa, quando o efeito do estoque de capital por trabalhador é controlado, mesmo assim, para o nível de significância de 10%. Não se registram reversões de causalidade estatisticamente significativas. Tratando-se do indicador LMP, apesar de sua tradição como medida de desenvolvimento financeiro, não se observou, em nenhuma das especificações usadas, evidência de relação estatisticamente relevante.

Esses resultados díspares, de certa forma, eram previstos, dado que a estratégia de usar cinco indicadores para captar as múltiplas dimensões do papel do sistema financeiro sobre o crescimento econômico objetivou ampliar as possibilidades de obter evidências empíricas estatisticamente significativas para a relação desenvolvimento financeiro-produto *per capita*. Assim, as razões entre crédito bancário ao setor privado e PIB e entre ativos do público confiados ao sistema financeiro e M2 foram os indicadores de desenvolvimento financeiro cujos valores passados contribuíram, de modo sistemático, para a previsão dos valores presentes do crescimento econômico, medido pelo *PIB per capita* nos períodos analisados. Isso significa que há evidência de relação de causalidade positiva e unidirecional que flui do desenvolvimento do sistema financeiro nacional para o crescimento da economia, indicando que o sistema financeiro brasileiro exerce o papel de condutor na oferta de serviços financeiro ao setor real da economia.

Com o propósito de reforçar a validade dos testes de causalidade realizados, os resultados obtidos foram avaliados em termos de autocorrelação serial, especificação, heterocedasticidade condicional auto-regressiva e estabilidade dos coeficientes estimados. Esses testes são, também, apresentados na Tabela 3.4.

No caso da autocorrelação serial, considerando-se um nível de significância de 5%, o teste de Breusch-Godfrey (F_{BG}) com duas defasagens nos valores passados dos resíduos indica rejeição da hipótese nula em 39 das 40 equações estimadas. A única exceção ocorreu na equação em que o desenvolvimento financeiro é medido pelo indicador LAM e o estoque de capital é controlado. Nesse caso, a autocorrelação somente é rejeitada, no nível de significância de 5%, com a utilização de três termos defasados para os resíduos ($F=2,358$).

Quanto à especificação, a hipótese de omissão de alguma variável relevante e/ou inadequação da forma funcional foi rejeitada em várias equações estimadas. Isso não é estranho, dado que, nas especificações para o teste de causalidade, foram incorporados somente os valores passados de três determinantes do crescimento econômico: o próprio desenvolvimento financeiro, estoque de capital por trabalhador e instabilidade macroeconômica. Em especial, observe-se que a fraca relação de causalidade – nível de significância de 10% - do desenvolvimento financeiro em termos da razão ativos do público no sistema financeiro/M2 (LAM) sobre o crescimento econômico, quando a volatilidade das taxas de inflação é usada como variável de controle, pode decorrer da má especificação do modelo. Com efeito, o teste de especificação utilizado indica isso. No entanto, ao acrescentar-se o estoque de capital ao modelo, o teste de causalidade é robustecido.

Com relação à heterocedasticidade condicional auto-regressiva, a hipótese de presença desse problema, a julgar pelos testes realizados, foi rejeitada para todas as equações especificadas.

Quanto à estabilidade dos parâmetros estimados, conquanto as hipóteses de raiz unitária tenham sido rejeitadas para todas as séries, não havendo, em conseqüência, como falar de tendências estocásticas, a presença do problema pode decorrer da presença de tendência determinística em algumas séries, sobretudo no produto *per capita*. Desse modo, torna-se prudente testar a estabilidade dos coeficientes estimados.

Tabela 3.4
Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

Hipótese nula:	T ¹	Constante	LPC _{t-m}		LKT _{t-m}		LIM _{t-m}		LDF _{t-m} ²		Estatísticas de Avaliação ⁴				Teste Cusum ⁵ : Período fora dos limites críticos	
			m	Coeficiente ³	m	Coeficiente ³	m	Coeficiente ³	m	Coeficiente ³	R ² Ajustado	Fw	F _{BG}	F _{R(1)}		F _{A(2)}
LAM => LPC	46	0,76048	2	0,91692	-	-	-	-	1	0,32461	0,996	5,262c	1,806	4,736c	0,367	Nenhum
	52	1,03953	2	0,84318	1	0,03298	-	-	1	0,34432	0,996	6,214b	3,448c	1,224	0,541	Nenhum
	52	0,67226	2	0,92731	-	-	1	-0,00783	1	0,28195	0,996	3,962d	1,420	3,759d	0,556	Nenhum
	52	1,33972	2	0,80735	1	0,03600	1	-0,01020	2	0,49347	0,996	4,387b	1,468	0,275	0,281	Nenhum
LPC => LAM	52	-0,69083	1	0,07609	-	-	-	-	4	0,59749	0,903	2,074	0,494	6,654b	0,037	Nenhum
	50	-0,42854	1	0,01295	1	0,02652	-	-	4	0,64374	0,903	0,027	0,303	4,058d	0,062	Nenhum
	50	-0,62676	1	0,06975	-	-	1	-0,00731	4	0,64174	0,906	1,780	0,790	4,233b	0,072	Nenhum
	50	-0,25574	1	-0,01760	1	0,03610	1	-0,00890	4	0,71431	0,908	0,051	1,079	1,104	0,041	Nenhum
LAP => LPC	30	0,17767	2	0,98272	-	-	-	-	1	0,01127	0,995	0,452	2,773d	7,393a	0,227	Nenhum
	52	0,57832	2	0,87884	1	0,04889	-	-	1	0,03389	0,996	3,311d	1,132	2,010	1,146	Nenhum
	52	0,13333	2	0,98542	-	-	1	-0,01060	1	-0,00643	0,996	0,115	0,814	4,227c	0,454	Nenhum
	52	0,47764	2	0,89949	1	0,03996	1	-0,00657	1	0,01878	0,996	0,657	1,061	1,296	0,220	Nenhum
LPC => LAP	52	-0,61459	1	0,02316	-	-	-	-	1	0,72555	0,475	0,152	0,711	3,135d	0,094	Nenhum
	53	-1,21300	1	0,16818	1	-0,06537	-	-	1	0,68874	0,468	0,442	0,434	2,538	0,096	Nenhum
	53	-1,11841	1	0,05365	-	-	1	-0,10580	1	0,53694	0,552	0,929	1,590	4,084c	0,018	Nenhum
	53	-4,27697	1	0,50414	1	-0,13092	8	-0,13448	1	0,06550	0,682	0,818	1,279	0,971	0,022	Nenhum
LCB => LPC	36	0,33755	2	0,96408	-	-	-	-	2	0,00988	0,987	5,104b	0,307	9,784a	0,734	Nenhum
	36	0,94581	2	0,74431	1	0,12430	-	-	3	0,04803	0,987	4,421b	0,974	5,941b	1,387	Nenhum
	35	0,30370	2	0,96790	-	-	1	-0,00501	2	0,00703	0,987	4,273b	0,213	8,610a	1,455	Nenhum
	36	1,02187	2	0,69597	1	0,15825	1	-0,00761	1	0,05961	0,990	10,282a	1,117	4,254c	1,813	Nenhum
LPC => LCB	36	1,00633	1	-0,15200	-	-	-	-	1	0,82577	0,682	1,503	1,415	0,358	0,273	1983-84
	37	-1,32937	1	0,77219	1	-0,54360	-	-	1	0,67600	0,692	1,444	0,566	0,269	0,050	Nenhum
	37	0,29126	3	-0,10116	-	-	1	0,01368	1	0,69919	0,708	2,434d	1,323	2,900d	0,526	Nenhum
	35	-1,34236	1	0,76744	1	-0,53872	1	-0,00342	1	0,67402	0,683	1,375	0,572	0,301	0,042	Nenhum
LCF => LPC	37	1,38744	1	0,84198	-	-	-	-	1	0,00933	0,949	0,267	0,183	0,175	1,147	Nenhum
	30	1,31507	1	0,95697	2	-0,06778	-	-	7	0,09710	0,847	2,966c	0,653	-	0,024	Nenhum
	24	1,31115	1	0,85073	-	-	1	-0,00337	1	0,00624	0,948	0,108	0,132	0,316	1,217	Nenhum
	23	-0,67926	1	1,15415	2	-0,02457	1	0,01856	8	0,24426	0,821	2,863d	1,736	-	0,090	Nenhum
LPC => LCF	29	4,81832	1	-0,58445	-	-	-	-	1	0,78045	0,825	8,668a	2,114	1,888	0,997	Nenhum
	30	2,97599	1	0,20183	1	-0,47192	-	-	1	0,60257	0,830	0,106	1,162	2,711	0,168	Nenhum
	30	4,04927	1	-0,49624	-	-	1	-0,03395	1	0,74936	0,828	5,640c	1,190	1,266	0,761	Nenhum
	30	2,33730	1	0,24761	1	-0,44937	1	-0,03208	1	0,58169	0,832	0,161	0,511	1,820	0,416	Nenhum
LMP => LPC	30	0,15685	2	0,98437	-	-	-	-	1	0,00775	0,995	0,195	2,586d	6,956b	0,233	Nenhum
	52	0,50118	2	0,88931	1	0,04695	-	-	1	0,03097	0,996	2,454	1,047	2,041	0,038	Nenhum
	52	0,14459	2	0,98326	-	-	1	-0,01138	1	-0,01205	0,996	0,374	0,881	3,543d	0,491	Nenhum
	52	0,41341	2	0,91052	1	0,03611	1	-0,00766	1	0,01228	0,996	0,249	1,064	1,189	0,236	Nenhum
LPC => LMP	52	-0,18203	1	-0,01762	-	-	-	-	1	0,76361	0,593	0,090	0,605	2,441	0,122	Nenhum
	53	-0,54570	1	0,07652	1	-0,04489	-	-	1	0,73679	0,586	0,123	0,443	2,381	0,116	Nenhum
	53	-1,73007	1	0,06942	-	-	8	-0,12326	1	0,15391	0,705	1,417	1,901	0,630	0,031	Nenhum
	46	-3,32685	1	0,63464	1	-0,31303	8	-0,09810	1	0,09180	0,707	1,552	1,360	0,549	0,067	Nenhum

¹T é o número de observações. ²LDF refere-se genericamente aos indicadores de desenvolvimento financeiro, listados na primeira coluna e definidos na Seção 3.2. ³Refere-se à soma de coeficientes, quando m > 1, m é o número ótimo de defasagens pelo critério de Hsiao. As letras “a”, “b”, “c” e “d” indicam níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, respectivamente. ⁴Fw refere-se à estatística F de Wald para testar conjuntamente os coeficientes associados aos valores passados da variável. Se for associada à variável LDF, a estatística permite testar a hipótese nula de causalidade: LDF=>LPC, enquanto se associada a LPC, possibilita o teste da hipótese: LPC=>LDF. F_{BG}, F_{R(1)} e F_{A(2)} são as estatísticas para testar, respectivamente, a autocorrelação serial (teste de Breusch-Godfrey), a especificação do modelo estimado com um único termo (Teste Reset de Ramsey) e a heterocedasticidade condicional auto-regressiva com duas defasagens (Teste Arch). ⁵O teste Cusum refere-se ao procedimento de Brown *et al.* (1975) para testar a estabilidade de parâmetros estimados, o qual permite rejeitá-la se os valores da estatística ultrapassam os limites críticos de 5% de significância.

Para verificar a presença ou ausência desse tipo de estabilidade, existem vários procedimentos, destacando-se os testes de Chow, de Hansen e Cusum [Marques (1998), Maddala e Kim (1998) e Patterson (2000)]. Adotou-se aqui o teste Cusum, desenvolvido por Brown *et al.* (1975). A estatística desse teste é definida pela soma acumulada dos resíduos recursivos (homocedásticos e não-correlacionados por definição), dividida pela estimativa do desvio-padrão da regressão.

Kramer *et al.* (1988) analisaram esse teste quanto à sua aplicabilidade ou não em modelos com variáveis defasadas e concluíram pela sua validade desde que a acumulação dos resíduos recursivos seja realizada no sentido ascendente e com a ressalva de que o poder do teste declina à medida que o fim da amostra se aproxima [apud Marques (1998:142-43)].

Os próprios Kramer *et al.* propuseram uma extensão do teste Cusum, mas decidiu-se aqui optar pela versão original por ser mais difundida. De acordo com o teste Cusum, a rejeição da estabilidade ocorre quando os coeficientes estimados se afastam da situação de média zero dos valores da estatística (o ideal) e ultrapassam os limites críticos para um dado nível de significância.

Tal procedimento foi implementado para as 40 equações envolvidas nos testes de causalidade, apresentadas na Tabela 3.4. Adotando-se o nível de significância de 5%, os valores da estatística do teste Cusum ultrapassam os limites críticos em apenas uma equação. Logo, a avaliação é que os parâmetros estimados, em geral, apresentam estabilidade. Isso significa que os resultados dos teste de causalidade não se alteram significativamente ao longo do período analisado.

Em síntese, esses testes adicionais permitem reforçar as conclusões sobre a validade dos resultados obtidos. Logo, há evidências de que o desenvolvimento financeiro no Brasil - definido em termos das razões crédito bancário ao setor privado/PIB, crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB e ativos do público confiados ao sistema financeiro/M2 - gera impactos diretos sobre o crescimento do produto real *per capita*. O quadro apresentado abaixo resume as conclusões dos testes realizados.

Sumário de Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

Variável Dependente	Variável de Controle	Desenvolvimento financeiro causa crescimento econômico?	Crescimento econômico causa desenvolvimento financeiro?	Relação Causal
LAM	Nenhuma	Sim	Não	DF => CE
	LKT	Sim	Não	DF => CE
	LIM	Sim	Não	DF => CE
	LKT e LIM	Sim	Não	DF => CE
LAP	Nenhuma	Não	Não	Não existe
	LKT	Sim	Não	DF => CE
	LIM	Não	Não	Não existe
	LKT e LIM	Não	Não	Não existe
LCB	Nenhuma	Sim	Não	DF => CE
	LKT	Sim	Não	DF => CE
	LIM	Sim	Sim	DF<=> CE
	LKT e LIM	Sim	Não	DF => CE
LCF	Nenhuma	Não	Sim	DF<= CE
	LKT	Sim	Não	DF => CE
	LIM	Não	Sim	DF<= CE
	LKT e LIM	Sim	Não	DF => CE
LMP	Nenhuma	Não	Não	Não existe
	LKT	Não	Não	Não existe
	LIM	Não	Não	Não existe
	LKT e LIM	Não	Não	Não existe

4. Conclusões

O objetivo aqui foi verificar a existência de relação de causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento no Brasil com dados anuais do período 1947-2000. Com o objetivo de ampliar as possibilidades de obtenção de evidências empíricas para essa relação, foram usados cinco indicadores alternativos de desenvolvimento financeiro. Alguns desses indicadores, porém, não abrangem todo o período 1947-2000 em face da inexistência de dados para o crédito. Com efeito, a razão crédito bancário ao setor privado/PIB restringe-se ao período 1963-2000, enquanto a razão crédito do sistema financeiro ao setor privado/PIB cobre apenas o período 1970-2000.

Os resultados obtidos revelam, em geral, evidências de relação causal positiva, unidirecional e significativa entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, ou seja, os dados dão suporte à hipótese de que o desenvolvimento financeiro exerce efeito positivo sobre o crescimento da economia no Brasil, sem retroalimentação.

No entanto, os resultados mais relevantes ocorreram quando o desenvolvimento financeiro foi medido pela razão crédito bancário ao setor privado/PIB e ativos do público confiados ao sistema financeiro/M2, em que M2 indica o total de recursos financeiros.

A relevância da razão crédito bancário/PIB, como indicador de desenvolvimento financeiro, reside na capacidade de captar dimensões informativas mais próximas do processo histórico da intermediação de recursos financeiros.

Quando medido em termos da razão crédito do sistema financeiro ao setor privado sobre o PIB, há evidências, também, de que o desenvolvimento financeiro constitui fator necessário ao crescimento econômico. No entanto, a relação de causalidade é direta e unidirecional ou sem reversão, somente quando o efeito do estoque de capital é controlado.

As outras duas medidas de desenvolvimento financeiro – as razões M2/PIB e (M2-PMPP)/PIB – não revelaram relações de causalidade estatisticamente significativas sobre o produto real *per capita*. No caso deste último indicador, ao controlar o efeito do estoque de capital por trabalhador, verifica-se a existência de causalidade unidirecional no sentido desenvolvimento financeiro crescimento econômico, mas no nível de significância de 10%. Tratando-se da razão M2/PIB, apesar de tradicionalmente usada como medida da dimensão de mercados financeiros e, conseqüentemente, de desenvolvimento financeiro, não se registraram relações de causalidade estatisticamente relevante para o Brasil no período analisado.

Com relação ao desenvolvimento financeiro, definido pela razão recursos do público confiados ao sistema financeiro/M2 - semelhantemente à definição de Clague *et al.* (1999) - incorpora dimensões da qualidade institucional do sistema financeiro, na medida em que decisões no sentido de depositar e manter recursos no sistema financeiro traduzem confiabilidade do público tanto neste setor como no *enforcement* institucional requerido para fazer cumprir os compromissos pactuados.

Desse modo, a evidência empírica que dá suporte à hipótese de existência de estímulos ao crescimento econômico originários do sistema financeiro ganha significação adicional, na medida em que reforça, também, a importância da confiabilidade institucional nesse processo. Portanto, reformas institucionais que fortaleçam tal confiabilidade são consistentes com o esforço empreendido no sentido de promover o crescimento econômico do país.

De modo geral, as evidências de causalidade obtidas são consistentes ou convergentes com resultados de estudos realizados por autores que esposam a visão tradicional e predominante de que o desenvolvimento financeiro afeta diretamente o crescimento econômico.

Evidentemente, mais esforços de pesquisas sobre esse tema são bem-vindos, pois muitas questões permanecem sem respostas adequadas ou mesmo sem qualquer consideração científica a respeito. Assim, na medida em que o desenvolvimento financeiro tem papel autônomo no processo de crescimento econômico, pesquisas complementares são requeridas para verificar como as finanças atuam sobre os determinantes imediatos do crescimento, como formação de estoque de capital, produtividade do trabalho e mudanças tecnológicas. Também, é importante que se compreenda em que medida o arcabouço institucional do país afeta o desenvolvimento financeiro e, indiretamente, através deste, o processo de crescimento da economia.

Anexo I

Descrição e fontes dos agregados macroeconômicos utilizados na definição das séries

Agregado Monetário Amplo (M2) – Refere-se aos saldos em final de período, definidos pelo critério de liquidez e deflacionados pelo Índice Geral de Preços/Disponibilidade Interna (IGP/DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). A série está em milhões de reais a preços de dezembro/2000. A fonte original dos valores nominais são os Boletins Mensais do Banco Central do Brasil (Bacen), mas a série foi extraída do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) (www.ipeadata.gov.br).

Crédito do Sistema Bancário ao Setor Privado (CSB) – Compreende os saldos de operações de crédito do sistema bancário destinadas ao setor privado em fim de período (exclusive as caixas econômicas) em milhões de reais. Os valores nominais foram deflacionados pelo IGP/DI e estão a preços de dezembro/2000. A fonte dos dados nominais, de 1947 a 1987, é o Bacen (Boletins Mensais) e a série obtida no banco de dados do Ipea. No período 1988-2000, o CSB foi extraído dos balancetes do Sistema Cosif do Bacen e compreende os saldos de fim de período concedidos pelo sistema bancário (exceto as caixas econômicas), menos o crédito destinado ao setor público obtido em Boletins Mensais do Bacen.

Crédito do Sistema Financeiro ao Setor Privado (CSF) – Abrange os saldos de final de período, em milhões de reais, deflacionados pelo IGP/DI e a preços de dezembro/2000. A fonte original é o Bacen (Boletins Mensais), mas a série extraída do banco de dados do Ipea.

Estoque de Capital Fixo – Refere-se aos fluxos reais da formação bruta do capital fixo (FBKF), acumulados a partir de 1947. A FBKF, a partir de 1990, foi obtida com base nas taxas de investimento calculadas pelo Ibge de acordo com o novo Sistema de Contas Nacionais. A fonte dos dados até 1989 foi o Sistema de Contabilidade Nacional, compilado pela FGV. Os valores da FBKF estão em milhões de reais a preços de 2000 e foram corrigidos pelo Deflator Implícito do PIB. Dados extraídos do *site* do Ipea.

Índice Geral de Preços/Disponibilidade Interna (IGP/DI) – Trata-se de índice geral, ponderado por índices específicos: o Índice de Preços por Atacado/Disponibilidade Interna (IPA/DI) com peso de 60%, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC-BR) com 30% e o

Índice Nacional de Custo de Construção (INCC) com 10%, os quais são compilados e divulgados pela FGV. Série foi obtida no banco de dados do Ipea.

Papel-Moeda em Poder do Público (PMPP) – Corresponde aos saldos em final de período do papel-moeda emitido, menos os encaixes em moeda corrente do Banco Central e do sistema bancário (bancos comerciais, bancos múltiplos e caixas econômicas), corrigidos pelo IGP/DI. Os saldos estão em milhões de reais a preços de dezembro/2000. A fonte original dos dados é o Bacen (Boletins Mensais), mas a série obtida no *site* do Ipea.

População (POP) – Refere-se ao número de pessoas residentes em 01 de julho de cada ano, em milhões de habitantes. A fonte original dos dados é o Ibge, mas a série foi obtida no Banco de Dados do Ipea, com exceção das estimativas relativas ao período 1997-2000, os quais foram obtidas por meio de interpolação geométrica, a partir dos dados conhecidos para 1996 e de 2000, considerando-se, no entanto, as variações da estimativa original nesse período.

População Economicamente Ativa (PEA) – Refere-se ao número de pessoas que potencialmente pode estar em atividade econômica. A fonte dos dados referentes aos anos de censos – 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 – foi o Ibge (1987 e 1993), enquanto aqueles relativos aos demais anos foram obtidos mediante interpolação realizada com base nas taxas de crescimento da população residente (POP), no pressuposto de que as variações da PEA, ainda que diferentes das da população total, seguem aproximadamente os mesmos contornos desta. Especificamente, estimou-se a PEA em cada ano intercensitário mediante a multiplicação da PEA em t por $(POP_t/POP_{t-1})^F$, iniciando-se com a PEA conhecida no ano do censo. F é um fator de ajuste da diferença de taxas de variação da POP e da PEA no ano do censo e é definido por:

$$F = \left[\frac{\log(PEA_t / PEA_{t-1})}{\log(POP_t / POP_{t-1})} \right]$$

Como a PEA relativa ao censo de 2000 ainda não é conhecida, usou-se, para o período 1992-2000, o mesmo fator de ajuste do período anterior, 1981-1991.

Produto Interno Bruto (PIB) – Refere-se aos valores reais, em milhões de reais a preços de 2000, corrigidos pelo Deflator Implícito do PIB. Os valores nominais foram obtidos a partir das contas do Sistema de Contabilidade Nacional, compiladas FGV até 1989, e Ibge depois de 1989, extraídos no *site* do Ipea.

Anexo II

Tabela A.1
Estatísticas Descritivas das Séries Usadas nos
Testes de Causalidade (Forma Original)

Série	Período Amostral	No.de Observações	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de Variação	Assimetria	Curtose
PC	1970-2000	54	4.077,95	4.459,07	1.387,51	6.369,34	1.782,73	0,437	-0,128	1,354
	1963-2000	38	4.977,91	5.527,81	2.613,21	6.369,34	1.296,53	0,260	-0,787	2,103
	1970-2000	31	5.477,24	5.716,97	3.305,49	6.369,34	816,77	0,149	-1,200	3,652
AM	1947-2000	54	0,834	0,871	0,694	0,955	0,087	0,104	-0,288	1,575
AP	1947-2000	54	0,220	0,219	0,085	0,382	0,062	0,282	0,238	2,625
CB	1963-2000	38	0,215	0,183	0,114	0,533	0,099	0,460	1,466	4,689
CF	1970-2000	31	0,442	0,387	0,250	0,789	0,174	0,394	0,745	2,275
MP	1947-2000	54	0,266	0,255	0,104	0,428	0,077	0,289	0,171	2,325
IM	1947-2000	54	2,761	1,256	0,234	28,328	4,987	1,806	3,774	17,370
	1963-2000	38	3,335	1,184	0,234	28,328	5,866	1,759	3,042	11,826
	1970-2000	31	3,767	1,160	0,234	28,328	6,428	1,706	2,664	9,424
KT	1947-2000	54	32.445,59	27.136,15	616,37	73.085,52	24.230,86	0,747	0,290	1,619
	1963-2000	38	43.645,79	45.714,22	13.156,73	73.085,52	20.021,22	0,459	-0,062	1,599
	1970-2000	31	49.858,84	50.688,90	21.237,13	73.085,52	16.635,94	0,334	-0,235	1,763

onde: PC = [Produto interno bruto (PIB)]/População

AM = [Agregado monetário amplo (M2) - Papel-moeda em poder do público]/M2

AP = [Agregado monetário amplo (M2) - Papel-moeda em poder do público]/PIB

CB = (Crédito do sistema bancário ao setor privado)/PIB

CF = (Crédito do sistema financeiro ao setor privado)/PIB

MP = [Agregado monetário amplo (M2)]/PIB

IM = Desvio-padrão das variações mensais do IGP/DI

KT = (Estoque de capital/População economicamente ativa)

Fontes dos Dados Brutos: Ver Anexo I

Anexo III

Tabela A.2
Resultados da Estimação de Modelos Especificados
para o Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula:	Constante ²	LPC _{t-m}		LKT _{t-m}		LIM _{t-m}		LDF _{t-m} ³		Estatísticas de Avaliação ⁵				Teste Cusum ⁶ : Período fora dos limites críticos	
		T ¹	m	Coeficiente ⁴	m	Coeficiente ⁴	m	Coeficiente ⁴	m	Coeficiente ⁴	R ² Ajustado	F _{BG}	F _{R(1)}		F _{A(2)}
LAM => LPC	46	0,76048 [7,69]a	2	0,91692 [466,0]a	-	-	-	-	1	0,32461 [5,26]c	0,996	1,806	4,736c	0,367	Nenhum
	52	1,03953 [11,7]a	2	0,84318 [157,0]a	1	0,03298 [3,66]d	-	-	1	0,34432 [6,21]b	0,996	3,448c	1,224	0,541	Nenhum
	52	0,67226 [5,97]b	2	0,92731 [465,3]a	-	-	1	-0,00783 [2,62]	1	0,28195 [3,96]d	0,996	1,420	3,759d	0,556	Nenhum
	52	1,33972 [13,9]a	2	0,80735 [117,7]a	1	0,03600 [4,70]c	1	-0,01020 [4,55]c	2	0,49347 [4,39]b	0,996	1,468	0,275	0,281	Nenhum
LPC => LAM	52	-0,69083 [2,06]	1	0,07609 [2,07]	-	-	-	-	4	0,59749 [2,79]c	0,903	0,494	6,654b	0,037	Nenhum
	50	-0,42854 [0,64]	1	0,01295 [0,03]	1	0,02652 [1,19]	-	-	4	0,64374 [3,88]a	0,903	0,303	4,058d	0,062	Nenhum
	50	-0,62676 [1,73]	1	0,06975 [1,78]	-	-	1	-0,00731 [2,26]	4	0,64174 [2,46]d	0,906	0,790	4,233b	0,072	Nenhum
	50	-0,25574 [0,23]	1	-0,01760 [0,05]	1	0,03610 [2,21]	1	-0,00890 [3,28]d	4	0,71431 [2,69]c	0,908	1,079	1,104	0,041	Nenhum
LAP => LPC	30	0,17767 [4,16]c	2	0,98272 [5.439,4]a	-	-	-	-	1	0,01127 [0,45]	0,995	2,773d	7,393a	0,227	Nenhum
	52	0,57832 [9,47]a	2	0,87884 [196,2]a	1	0,04889 [5,65]b	-	-	1	0,03389 [3,31]d	0,996	1,132	2,010	1,146	Nenhum
	52	0,13333 [2,28]	2	0,98542 [5.495,1]a	-	-	1	-0,01060 [3,43]d	1	-0,00643 [0,12]	0,996	0,814	4,227c	0,454	Nenhum
	52	0,47764 [5,22]b	2	0,89949 [180,1]a	1	0,03996 [3,27]d	1	-0,00657 [1,19]	1	0,01878 [0,66]	0,996	1,061	1,296	0,220	Nenhum
LPC => LAP	52	-0,61459 [1,52]	1	0,02316 [0,15]	-	-	-	-	1	0,72555 [48,9]a	0,475	0,711	3,135d	0,094	Nenhum
	53	-1,21300 [1,15]	1	0,16818 [0,44]	1	-0,06537 [0,35]	-	-	1	0,68874 [32,1]a	0,468	0,434	2,538	0,096	Nenhum
	53	-1,11841 [5,26]c	1	0,05365 [0,93]	-	-	1	-0,10580 [9,66]a	1	0,53694 [22,4]a	0,552	1,590	4,084c	0,018	Nenhum
	53	-4,27697 [5,85]b	1	0,50414 [0,82]	1	-0,13092 [0,19]	8	-0,13448 [5,36]a	1	0,06550 [0,17]	0,682	1,279	0,971	0,022	Nenhum
LCB => LPC	36	0,33755 [3,89]d	2	0,96408 [1.336,4]a	-	-	-	-	2	0,00988 [5,10]b	0,987	0,307	9,784a	0,734	Nenhum
	36	0,94581 [9,15]a	2	0,74431 [38,3]a	1	0,12430 [3,74]d	-	-	3	0,04803 [4,42]b	0,987	0,974	5,941b	1,387	Nenhum
	35	0,30370 [3,02]d	2	0,96790 [1.247,1]a	-	-	1	-0,00501 [0,94]	2	0,00703 [4,27]b	0,987	0,213	8,610a	1,455	Nenhum
	36	1,02187 [16,2]a	2	0,69597 [38,7]a	1	0,15825 [9,70]a	1	-0,00761 [2,36]	1	0,05961 [10,28]a	0,990	1,117	4,254c	1,813	Nenhum
LPC => LCB	36	1,00633 [0,90]	1	-0,15200 [1,50]	-	-	-	-	1	0,82577 [77,4]a	0,682	1,415	0,358	0,273	1983-84
	37	-1,32937 [0,49]	1	0,77219 [1,44]	1	-0,54360 [2,15]	-	-	1	0,67600 [24,1]a	0,692	0,566	0,269	0,050	Nenhum
	37	0,29126 [0,07]	3	-0,10116 [2,43]d	-	-	1	0,01368 [0,14]	1	0,69919 [42,6]a	0,708	1,323	2,900d	0,526	Nenhum
	35	-1,34236 [0,48]	1	0,76744 [1,38]	1	-0,53872 [2,01]	1	-0,00342 [0,01]	1	0,67402 [22,7]a	0,683	0,572	0,301	0,042	Nenhum

(continua)

Tabela A.2
Resultados da Estimação de Modelos Especificados
para o Teste de Causalidade de Granger

(continuação)

Hipótese nula:	Constante	LPC _{t-m}		LKT _{t-m}		LIM _{t-m}		LDF _{t-m}		Estatísticas de Avaliação				Teste Cusum:	
		T	m	Coeficiente	m	Coeficiente	m	Coeficiente	m	Coeficiente	R ² Ajustado	F _{BG}	F _{R(1)}	F _{A(2)}	Período fora dos limites críticos
LCF => LPC	37	1,38744 [16,7]a	1	0,84198 [436,6]a	-	-	-	-	1	0,00933 [0,27]	0,949	0,183	0,175	1,147	Nenhum
	30	1,31507 [1,52]	1	0,95697 [24,1]a	2	-0,06778 [5,46]b	-	-	7	0,09710 [2,97]c	0,847	0,653	-	0,024	Nenhum
	24	1,31115 [12,8]a	1	0,85073 [384,9]a	-	-	1	-0,00337 [0,35]	1	0,00624 [0,11]	0,948	0,132	0,316	1,217	Nenhum
	23	-0,67926 [0,13]	1	1,15415 [24,8]a	2	-0,02457 [4,57]c	1	0,01856 [2,36]	8	0,24426 [2,86]d	0,821	1,736	-	0,090	Nenhum
LPC => LCF	29	4,81832 [8,31]a	1	-0,58445 [8,67]a	-	-	-	-	1	0,78045 [77,0]a	0,825	2,114	1,888	0,997	Nenhum
	30	2,97599 [1,92]	1	0,20183 [0,11]	1	-0,47192 [1,78]	-	-	1	0,60257 [14,3]a	0,830	1,162	2,711	0,168	Nenhum
	30	4,04927 [5,25]c	1	-0,49624 [5,64]c	-	-	1	-0,03395 [1,55]	1	0,74936 [67,0]a	0,828	1,190	1,266	0,761	Nenhum
	30	2,33730 [1,13]	1	0,24761 [0,16]	1	-0,44937 [1,64]	1	-0,03208 [1,41]	1	0,58169 [13,3]a	0,832	0,511	1,820	0,416	Nenhum
LMP => LPC	30	0,15685 [3,67]d	2	0,98437 4.664,2]a	-	-	-	-	1	0,00775 [0,20]	0,995	2,586d	6,956b	0,233	Nenhum
	52	0,50118 [8,44]a	2	0,88931 [212,5]a	1	0,04695 [5,03]c	-	-	1	0,03097 [2,45]	0,996	1,047	2,041	0,038	Nenhum
	52	0,14459 [3,30]d	2	0,98326 [4.947,4]a	-	-	1	-0,01138 [3,98]d	1	-0,01205 [0,37]	0,996	0,881	3,543d	0,491	Nenhum
	52	0,41341 [4,99]c	2	0,91052 [201,3]a	1	0,03611 [2,57]	1	-0,00766 [1,59]	1	0,01228 [0,25]	0,996	1,064	1,189	0,236	Nenhum
LPC => LMP	52	-0,18203 [0,17]	1	-0,01762 [0,09]	-	-	-	-	1	0,76361 [61,7]a	0,593	0,605	2,441	0,122	Nenhum
	53	-0,54570 [0,35]	1	0,07652 [0,12]	1	-0,04489 [0,20]	-	-	1	0,73679 [41,1]a	0,586	0,443	2,381	0,116	Nenhum
	53	-1,73007 [9,94]a	1	0,06942 [1,42]	-	-	8	-0,12326 [5,22]a	1	0,15391 [1,06]	0,705	1,901	0,630	0,031	Nenhum
	46	-3,32685 [4,73]c	1	0,63464 [1,55]	1	-0,31303 [1,25]	8	-0,09810 [5,36]a	1	0,09180 [0,33]	0,707	1,360	0,549	0,067	Nenhum

¹T é o número de observações. ²Os números entre colchetes referem-se à estatística F de Wald para testar conjuntamente os coeficientes associados aos valores passados de cada regressor. Se for associada à variável LDF, essa estatística permite testar a hipótese nula de causalidade: LDF=>LPC, enquanto se associada a LPC, possibilita o teste da hipótese: LPC=>LDF. As letras “a”, “b”, “c” e “d” indicam níveis de significância de 1%, 2,5%, 5% e 10%, respectivamente. ³LDF corresponde genericamente aos indicadores de desenvolvimento financeiro, listados na primeira coluna e definidos na Seção 3.2. ⁴Refere-se à soma de coeficientes, quando m > 1 e m é o número ótimo de defasagens pelo critério de Hisio. ⁵F_{BG}, F_{R(1)} e F_{A(2)} são as estatísticas para testar, respectivamente, a autocorrelação serial (teste de Breusch-Godfrey), a especificação do modelo com um único termo (Teste Reset de Ramsey) e a heterocedasticidade condicional auto-regressiva com duas defasagens (Teste Arch). ⁶O teste Cusum refere-se ao procedimento de Brown et al. (1975) para testar a estabilidade de parâmetros estimados, o qual permite rejeitá-la se os valores da estatística ultrapassam os limites críticos de 5% de significância.

Referências Bibliográficas

- Allen, Franklin. The market for information and the origin of financial intermediation. *Journal of Financial Intermediation*, 1(1), pp. 1-30, 1990.
- Arestis, Philip e Demetriades, Panicos. Finance and growth: is Schumpeter right? *Análise Econômica*, 6(30), pp. 5-21, 1998.
- Aron, Janine. Growth and institutions: a review of the evidence. *The World Bank Research Observer*, 15(1), pp.99-135, 2000.
- Arraes, Ronaldo A. e Teles, Vladimir Kühl. Endogeneidade e exogeneidade do crescimento econômico: uma análise comparativa entre Nordeste, Brasil e países selecionados. *Revista Econômica do Nordeste*, 31(n. especial), pp.754-776, 2000 (Trabalho apresentado no V Encontro Regional de Economia).
- Asteriou, Dimitrios e Price, Simon. *Financial development and economic growth: time series evidence for the UK*. London: City University London, Department of Economics, 2000 (Disponível em: <<http://www.rdg.ac.uk/~less00da/finance.pdf>>. acesso em 02.03.02).
- Banco Central do Brasil. *Boletim Mensal*, diversos números.
- Banerjee, A; Lumsdaine, R.L.; Stock, J.H. Recursive and sequential tests for a unit root: theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp.271-287, 1992.
- Beck, T., Levine, R. e Loayza, N. Finance and the sources of growth. Washington: The World Bank, 1999 (Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/projects/finstructure/database.htm>>, acesso em 23.02. 2001).
- Bencivenga, Valerie R. e Smith, Bruce D. Financial intermediation and endogenous growth. *Review of Economic Studies*, 58(2), pp.195-209, 1991.
- Berthelemy, J.C. e Varoudakis, A. Economic growth, convergent clubs, and the role of financial development. *Oxford Economic Paper*, 48, p.300-328, 1996.
- Bonelli, Regis. Crescimento e produtividade na indústria brasileira: impactos da orientação comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21(3), pp.533-58, 1991.
- Brown, R. L.; Durbin, J.; Evans, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationship over time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 3(2), pp.149-92, 1975.
- Byamugisha, Frank F.K. How land registration affects financial development and economic growth in Thailand. *Policy Research Working Paper n.2241*. Washington: The World Bank, 1999 (Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/workpapers.nsf>>. acesso em 15.08.2000).
- Cati, Regina C., Garcia, Marcio G.P., Perron, Pierre. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp.27-56, 1999.

- Charemza, W. e Deadman, D. F. *New directions econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. 2.ed. Cheltenham (UK): Edward Elgar Publishing, 1999.
- Carneiro, Francisco. G. *A metodologia dos testes de causalidade em Economia*. Brasília: UnB/Departamento de Economia, 1997 (Série Textos Didáticos n. 20).
- Chen, Chung e Liu, Lon-Mu. Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series, *Journal of the American Statistical Association*, 88(421), pp.284-297, 1993.
- Cheng, Benjamin. S. Cointegration and causality between financial development and economic growth in South Korea and Taiwan. *Journal of Economic Development*, 24(1), pp.23-38, 1999.
- Clague, Christopher; Keefer, Philip; Knack, Stephen e Olsen, Mancur. Contract-intensive money: contract enforcement, property rights, and economic performance. *Journal of Economic Growth*, 4, pp. 185-211, 1999.
- Copelman, Martina. *Financial structure and economic activity in Mexico*. México: Center of Analysis and Economic Research, ITAM, January.2000 (Disponível em: <http://www.worldbank.org/research/projects/finstructure/pdf_files/martina.pdf>, Acesso em 03.08.2001.
- Cull, Robert. Financial-sector reform: what works and what doesn't. *Economic Development and Cultural Change*, 49(2), pp.269-290, 2001.
- Darrat, A. F. Are financial deepening and economic growth causality related? Another look at the evidence. *International Economic Journal*, 13(3), pp.19-35, Autumn.1999.
- De Gregorio, J. e Guidotti, P. E. Financial development and economic growth. *World Development*, 23(3), pp.433-448, 1995.
- Demetriades, P. O. e Hussein, K. A. Does financial development cause economic growth? Time series evidence from 16 countries. *Journal of Development Economics*, 51, pp.387-411, 1996.
- Diamond, Douglas. W. Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, LI(3), 166, pp.393-414, 1984.
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, pp.1.057-1.072, 1981.
- Ellery Jr., Roberto; Gomes, Victor; Sachsida, Adolfo. Business cycle fluctuations in Brazil, In: Encontro Brasileiro de Econometria, XXII, 2000, Campinas: *Anais...* Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2000.
- Enders, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Engle, Robert F. e Granger, Clive W.J. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, pp.251-276, Mar.1987.

- Ferreira, Afonso H. B. Testes de Granger: causalidade para a balança comercial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 47(1), pp.83-95, 1993.
- Ferreira, Pedro C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26(2), pp.231-52, 1996.
- _____ e Malliagos, Thomas G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil – 1950/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2), pp.315-37, 1998.
- Franses, P.H. *Time series models for business and economic forecasting*. Cambridge (UK): Cambridge University Press, 1998.
- Franses, P.H. e Haldrup, N. The effect of additive outliers and tests for unit root and cointegration, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp.471-478, 1994.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Ibge). *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1500 a 1985*. Rio de Janeiro, 1987.
- _____. *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, 53, 1993.
- Garcia, Márcio G. P. O financiamento à infra-estrutura e a retomada do crescimento econômico sustentado. *Revista de Economia Política*, 16, 3(63), pp. 5-19, 1996.
- Gelb, A. H. Financial policies, growth, and efficiency. *World Bank Working Paper, WPS 202*, 1989.
- Goldsmith, Raymond W. *Financial structure and development*, New Haven: Yale University, 1969.
- Gonçalves, Antonio C. P. Crescimento econômico e setor financeiro no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 10(3), pp. 955-70, 1980
- Granger, Clive W.J. Recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39, pp.199-211, 1988.
- _____. Investigating causal relations by economic models and cross-spectral methods. *Econometria*, 37, pp.24-36, January 1989.
- Greenwood, Jeremy e Jovanovic, Boyan. Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), part 1, pp. 1076-1107, 1990.
- Hendry, D.; Pagan, A. R.; Sargan, J.D. Dynamic especification, In: Griliches, Z. e Intriligator, M.D. (Ed.). *Handbook of econometrics*, Amsterdam: North Holland, 1984.
- Higashi, Hermes; Canuto, Otaviano e Porcile, Gabriel. Modelos evolucionistas de crescimento endógeno. *Revista de Economia Política*, 19, 4(76), pp.53-77, 1999.
- Hsiao, C. Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of Monetary Economics*, 7, pp.85-106, 1981.

- Hoover, Kevin D. *Causality in macroeconomics*. New York: Cambridge University Press, 2001.
- Huang, Haizhou & Chenggang, Xu. Institutions, innovations, and growth. *IMF Working Paper*. Washington: International Monetary Fund, 1999.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). *Ipeadata-Base de dados macroeconômicos*. Rio de Janeiro, 2002 (Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. acesso em diversas datas).
- Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector autoregressive models. *Econometria*, 59, pp.1.551-80, 1991.
- Jung, Woo S. Financial development and economic growth: international evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 34(2), pp.333-46, 1986.
- Kar, Muhsin e Pentecost, Eric J. Financial development and economic growth in Turkey: further evidence on the causality issue. *Economic Research Paper* no. 00/27. Centre of International, Financial and Economic Research, Department of Economics, Loughborough University (UK), December 2000 (Disponível em: <<http://www.econturk.org/muhsinkar.pdf>>. acesso em 13.03.2002).
- Khan, Mohsin S. e Senhadji, Abdelhak S. Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Working Paper WP/00/110*, Washington: International Monetary Fund, June.2000.
- King, Robert G. e Ross Levine. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp.717-37, 1993a.
- _____ e _____. Finance, entrepreneurship, and growth: theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), pp.513-42, 1993b.
- Kramer, W.; Ploberger, W.; Alt, R. Testing for structural change in dynamic models. *Econometrica*, 56, pp.1.355-369, 1988.
- Leamer, Edward E. Vector autoregressions for causal inference In: Brunner, Karl e Meltzer, Allan H. (Ed.). *Carnegie-Rochester on public policy*. Amsterdam: North Holland, 1985.
- Lee, Byungyoon. Financial development and economic growth: the role of information accumulation. *Economic Papers* (The Bank of Korea), 4(1), pp.1-39, 2001.
- Lee, J. Financial development by learning. *Journal of Development Economics*, 50, pp.147-64, 1996.
- Levine, Ross. Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, XXXV, pp.688-726, 1997a.

- _____. *Law, finance, and economic growth*. Washington: The World Bank Group, 1997b (Disponível em: (<http://www.worldbank.org/research/growth/abslev3.htm>)). acesso em 15.08. 2000).
- _____. The legal environment, banks, and long-run economic growth, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(3), part 2, pp.596-613, 1998.
- _____, Loayza, N. e Beck, T.. *Financial intermediation and growth: causality and causes*. Washington: The World Bank, September.1999 (Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/growth/fininterm.htm>>. acesso em 15.08.2000).
- _____ e Zervos, S. Stock markets, banks, and economic growth. *The American Economic Review*, 88(3), pp.537-558, 1998.
- Lledó, Victor D. e Ferreira, Pedro C. Crescimento endógeno, distribuição de renda e política fiscal: uma análise *cross-section* para os estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27(1), pp.41-69, 1997.
- Lucas Jr., R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, XXII, pp.3-42, 1988.
- Luintel, K.B. e Khan, M. A quantitative reassessment of the finance-growth nexus: evidence from a multivariate VAR. *Journal of Development Economics*, 60, pp.381-405, 1999.
- Ma, Henry. Inflation, uncertainty, and growth in Colombia. *IMF Working Paper WP/98/161*, Washington: International Monetary Fund, November.1998.
- MacKinnon, J.G. Critical Values for Cointegration Tests, In: Engle, R. F. e Granger, C.W.J (Ed.). *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- Madalla, G.S. e Kim, In-Moo. *Unit root, cointegration, and structural change*, Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- Mankiw, G. N.; Romer, D. e Weil, D.N. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp.407-37, 1992.
- Marques, Carlos R. *Modelos dinâmicos, raízes unitárias e cointegração*. Lisboa: Edinova-Ed. da Universidade Nova Lisboa, 1998.
- Marrison, Andrea. *Financial development growth: evidence from Latin America*, 2001 (Disponível em: <<http://www.econ-pol.unisi.it/aissec/2001/marrison.pdf>>. acesso em 05.05.02).
- McKinnon, R. I. *Money and capital in economic development*, Washington: The Brookings Institution, 1973
- Meier, G. M. e Seers, D. *Pioneers in development*. New York: Oxford University Press, 1984
- Modigliani, Franco e Miller, Merton H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, pp.261-97, 1958.

- Monte, Paulo A. do e Távora Júnior, José L. Fontes de financiamento do Nordeste e o produto interno bruto da região. *Revista Econômica do Nordeste*, 31(n. especial), pp.676-695, Novembro.2000 (Trabalho apresentado no V Encontro Regional de Economia).
- Pagano, Marco. Financial markets and growth: an overview. *European Economic Review*, 37, pp.613-622, 1993
- Patterson, Kerry. *An introduction to applied econometrics and time series approach*, New York: St. Martin's Press, 2000
- Perron, Pierre. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, pp.1361-1401, 1989
- _____. Testing for a unit root in a time series with changing mean, *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, pp.153-162, 1990.
- _____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, pp.335-385, 1997
- _____ e Vogelsang, Timothy J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.301-320, 1992
- Rajan, Raghuram G. e Zingales, Luigi. Finance dependence and growth. *The American Economic Review*, 88(3), pp.559-586, June.1998.
- Ramakrishnan, Ram T.S. e Thakor, Anjan V. Information reliability and a theory of financial intermediation. *Review of Economic Studies*, LI, pp.415-432, 1984
- Rigolon, Francisco J. Z. O investimento em infra-estrutura e a retomada do crescimento econômico sustentado. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(1), pp.129-58, 1998.
- Robinson, Joan. The generalization of the general theory. In: Robinson, Joan. *The rate of interest and other essays*, London: Macmillan, 1952
- Romer, Paul M. Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 94, pp.1.002-37, 1986
- Roubini, N. e Sala-i-Martin, X. Financial repression and economic growth. *Journal of Development Economics*, 39, pp.5-30, 1992
- Rousseau, Peter L. e Wachtel, Paul. Financial intermediation and economic performance: historical evidence from five industrialized countries. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 30(4), pp.657-678, 1998.
- Shaw, E.S. *Financial deepning in economic development*, New York: Oxford University Press, 1973
- Sims, C. A., Stock, J. H. e Watson, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58, pp.113-144, 1990.

- Schumpeter, Josef. A. The theory of economic development, Cambridge: Harvard University Press, 1959
- Stern, Nicholas. The economics of development: a survey. *Economics Journal* 99(397), (September): p.597-685, 1989
- Studart, Rogerio. O sistema financeiro e o financiamento do crescimento: uma alternativa pós-keynesiana à visão convencional. *Revista de Economia Política*, 13(1), pp. 101-18, 1993.
- Toda, H. e Phillips, P. C. B. Vector autoregressions and causality. *Econometria*, 61, pp.1367-1393, 1993.
- Triner, Gail D. Banking, economic growth and industrialization: Brazil, 1906-30. *Revista Brasileira de Economia*. V.50, n.1, pp. 135-53, 1996.
- Zivot, E. e Andrews, D.W. K. Further evidence on the Great Crash, the Oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp.251-270, 1992.

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | July/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | July/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | July/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |
| 12 | A Test of Competition in Brazilian Banking
<i>Márcio I. Nakane</i> | Mar/2001 |

- 13 **Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil** Mar/2001
Marcio Magalhães Janot
- 14 **Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo
- 15 **Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001
Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak
- 16 **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** July/2001
Sergio Afonso Lago Alves
- 17 **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- Estimating Brazilian Potential Output: A Production Function Approach** Aug/2002
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001
Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001
Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** May/2001
Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane
- 21 **Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001
Pedro H. Albuquerque
- 22 **Decentralized Portfolio Management** June/2001
Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak
- 23 **Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 24 **Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001
Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001
Pedro Fachada
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001
Marcelo Kfoury Muinhos

- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior
- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001
Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito
- 29 **Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil** Nov/2001
Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa
- 30 **Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Nov/2001
Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade
- 31 **Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA** Nov/2001
Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub
- 32 **Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil** Nov/2001
Mauro Costa Miranda
- 33 **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation** Nov/2001
André Minella
- 34 **Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises** Nov/2001
Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer
- 35 **Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços** Dez/2001
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 36 **Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?** Feb/2002
Barry Eichengreen
- 37 **Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations** Mar/2002
Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein
- 38 **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro** Mar/2002
Frederico Pechir Gomes
- 39 **Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio** Mar/2002
Paulo Castor de Castro
- 40 **Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas** Abr/2002
Aloisio Araujo and Márcia Leon
- 41 **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro** Jun/2002
Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho
- 42 **Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio** Jun/2002
Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella

- | | | |
|-----------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 43 | The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency
<i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i> | June/2002 |
| 44 | Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil
<i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i> | Jun/2002 |
| 45 | Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence
<i>André Minella</i> | Aug/2002 |
| 46 | The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil
<i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i> | Aug/2002 |
| 47 | Indicadores Derivados de Agregados Monetários
<i>Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior</i> | Sep/2002 |
| 48 | Should Government Smooth Exchange Rate Risk?
<i>Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira</i> | Sep/2002 |