

**Sistema Financeiro e Desenvolvimento Econômico:
Evidências de Causalidade em um Painel para o Brasil**

Bruno de Paula Rocha
Doutor em economia IPE/FEA-USP

Márcio I. Nakane
IPE/FEA-USP, Banco Central do Brasil

Resumo

O presente trabalho procura verificar, através de uma análise de painel, a direção da causalidade entre desenvolvimento econômico e indicadores financeiros selecionados para o Brasil. Para a realização deste empreendimento, fazemos uso de um procedimento de teste baseado nas metodologias sugeridas por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997). Dois resultados merecem destaque. Em primeiro lugar, parece haver evidência de que os indicadores financeiros utilizados Granger-causam produto. O segundo resultado a ser mencionado diz respeito à evidência de que a causalidade em sentido contrário, ou seja, o produto Granger-causa sistema financeiro, aparece quando utilizada uma base de dados mensal. Esta inversão de resultados pode ser explicada pela natureza de longo prazo dos fenômenos por trás da relação entre sistema financeiro e produto.

Palavras-chave: sistema financeiro, desenvolvimento econômico, causalidade-Granger e dados em painel.

Classificação JEL: O16 e C33.

Abstract

This article aims to verify the direction of causality between the level of development economic and the financial system through a panel analysis applied to a sample of Brazilian States. In order to implement the tests, we propose a procedure based on the methodologies suggested by Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988) and Granger and Huang (1997). Two results should be mentioned. First, there is strong evidence of causality from financial indicators to activity level. The second one is related to the finding of causality on the contrary direction when monthly data are used. This inversion of results can be explained by the long run's nature of the relationship between economic development and financial system.

Keywords: financial system, economic development, Granger-causality and panel data.

JEL classification: O16 and C33.

Sistema Financeiro e Desenvolvimento Econômico: Evidências de Causalidade em um Painel para o Brasil

1. Introdução

Há certo entendimento acerca da importância de variáveis reais para a explicação do desenvolvimento econômico. Em vista disso, fatores tecnológicos, estoque de capital (físico e humano) e preferência entre lazer e trabalho constituem o ponto central das teorias tradicionais de crescimento econômico [Solow (1956), Romer (1986) e Lucas (1988)].

Estudos recentes, no entanto, reforçam a importância do lado financeiro para uma explicação completa do fenômeno. Tal interesse explica-se por um velho, mas não totalmente esclarecido, fato estilizado de forte correlação entre crescimento econômico e variáveis financeiras. Numa tradição que remonta a trabalhos seminais como Gurley e Shaw (1955) e Goldsmith (1969), é vasta a lista de contribuições que tentam mostrar forte relação entre um sistema financeiro saudável e elevados níveis de desenvolvimento econômico.

Nesta direção, mais que mero reflexo das condições fundamentais da economia, o sistema financeiro poderia ter importância na promoção do desenvolvimento econômico, atuando como força propagadora dos ciclos de negócio. Este papel ativo exercido pelas instituições financeiras no processo econômico deve, de fato, ser tomado em consideração, uma vez que, por meio de sua intermediação

“they determine which economic organizations will survive and which will perish, which entrepreneurs will control organizations and which will not, which types of investment can be made and which cannot, and which new economic products can be introduced by firms and which cannot” [King e Levine (1993a): 156].

Nessa linha, pode ser citado o amplo conjunto de evidências mostrado por trabalhos mais recentes, como Bernanke (1983), King e Levine (1993a, 1993b), Beck, Levine e Loayza (2000), Levine, Loayza e Beck (2000), Beck e Levine (2001) e Calderón e Liu (2002). Estes autores encontram suporte para a hipótese de que o sistema financeiro tem significativo papel na determinação do crescimento econômico.

No contexto desta rica literatura, o presente trabalho procura verificar, em uma análise de painel, a direção da causalidade entre desenvolvimento econômico e alguns indicadores financeiros selecionados para o Brasil. Para tanto, este trabalho utiliza um procedimento para o teste de causalidade em painel baseado nas metodologias sugeridas por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997).

O objetivo é analisar o grau de precedência temporal entre o componente exógeno das variáveis financeiras e o componente exógeno do nível de desenvolvimento econômico no Brasil. O que se busca é avaliar a existência de um fato estilizado básico levantado por aqueles autores. Além do exame da relevância do lado financeiro para o nível de atividade, é crucial, para fins de política econômica, que se saiba em que sentido dá-se a causalidade entre estas duas dimensões econômicas.

No Brasil, pouco esforço foi empreendido neste sentido, devendo citar os trabalhos realizados por Matos (2002) e Marques Jr. e Porto Jr. (2004). Utilizando séries de tempo brasileiras, estes estudos encontram forte evidência de que as variáveis financeiras testadas Granger-causam crescimento econômico.

Este trabalho utiliza-se de dados para um painel com os estados brasileiros entre 1995 e 2002. A estimação desagregada, de acordo com os mercados bancários estaduais brasileiros, introduz um ganho relevante de informação em relação à análise agregada dos dados. O Brasil é um país marcado por grandes desigualdades regionais, que se traduzem em sistemas financeiros locais igualmente diferenciados, podendo mesmo ser o caso de que os mercados relevantes para a atuação bancária sejam estaduais, com estratégias de ação definidas regionalmente [Sanches, Rocha e Domingos (2006)].

Dessa forma, a agregação dos dados omite uma rica fonte de informação cross-section, que se refere às diferenças nos estados brasileiros. Com a análise em painel, estas desigualdades e idiosincrasias locais podem ser consideradas explicitamente na estimação e controladas por meio de efeitos estaduais específicos, o que representa inequívoco avanço no estudo desta importante questão.

Para representar os sistemas bancários estaduais, tomamos como *proxy* o volume real médio de crédito por agência e o volume real médio de depósitos totais (à vista e a prazo) por agência bancária. Os resultados

encontrados mostram haver forte evidência de causalidade unidirecional dos indicadores bancários para o nível de renda estadual, dando suporte à literatura supracitada.

Com uma amostra alternativa baseada em dados mensais, a evidência torna-se difusa, não sendo possível estabelecer alguma direção de causalidade. Este problema é consistente com observação feita por Beck e Levine (2001), de que seriam necessários dados em baixa frequência para que as hipóteses teóricas, geralmente associadas a modelos de crescimento de longo prazo, possam ser verificadas.

Além desta breve introdução, o presente trabalho tem outras cinco seções. A seguir, é realizada uma curta resenha da recente literatura que tenta explicar a importância do sistema financeiro para a promoção do desenvolvimento econômico. A terceira seção apresenta os dados utilizados para análise da direção causalidade, enfatizando algumas de suas principais características. Em seguida, as técnicas para os testes de causalidade, adaptados para painéis dinâmicos, são descritas. A quinta seção descreve o procedimento empírico e os principais resultados obtidos. Por último, são apresentadas as considerações finais.

2. Sistema Financeiro e Desenvolvimento Econômico: Uma visão geral

2.1 Motivação teórica

O papel do sistema financeiro na promoção do desenvolvimento econômico é objeto de extensa literatura. Entretanto, embora a relação entre estas duas dimensões econômicas seja há muito explorada, remetendo a trabalhos como Gurley e Shaw (1955) e Goldsmith (1969), é recente o entendimento da importância do sistema financeiro como uma das fontes do crescimento econômico¹.

Segundo King e Levine (1993a), apenas com o surgimento de uma teoria de crescimento econômico que ampliasse a conceituação trazida na modelagem tradicional [Solow (1956)], seria possível incorporar um entendimento adequado da importância do sistema financeiro para o crescimento econômico. A dificuldade oriunda do modelo de Solow (1956) é que ele oferece poucas possibilidades analíticas sobre esta questão, uma vez que a taxa de crescimento de longo prazo da economia depende, em última instância, das taxas de crescimento populacional e de progresso tecnológico, que são variáveis exógenas no modelo. Com as novas teorias de crescimento econômico [Romer (1986), Lucas (1988)] e seus novos tratamentos para o desenvolvimento tecnológico e capital humano, tornou-se possível uma maior variedade de políticas que afetariam o crescimento de longo prazo².

Porém, mais importante que esta nova abordagem para o crescimento de longo prazo foi o entendimento do papel do sistema financeiro no processo de intermediação de recursos. A importância deste sistema reside não só na capacidade de aumentar a captação de recursos, mas, principalmente, na habilidade em alterar estas alocações, podendo ter, dessa maneira, forte impacto sobre o crescimento tecnológico e a produtividade [Beck, Levine e Loayza (2000)].

Uma exemplificação, proposta em Levine (1997), ajuda-nos a compreender este ponto. Diante de um novo projeto, o investidor tem três opções para financiar seu plano de gastos. Em primeiro lugar, o investidor poderia financiar seu projeto com recursos próprios, o que, no entanto, limitaria o investimento à disponibilidade de poupança. Outra possibilidade seria o financiamento direto do investimento pelos detentores de poupança externos à firma. Além de envolver elevados custos de transação, há o problema associado à relação de agência característica desta operação. Neste caso, teríamos o investidor como o agente detentor de informação sobre o projeto que não pode ser obtida publicamente (sem custos) pelo dono da poupança. O poupador é o principal da relação e, dessa forma, gostaria que o investidor tomasse as decisões que melhor lhe interessassem. Estes problemas de informação podem levar, por exemplo, a situações em que o investidor não consegue novos financiamentos, mesmo estando disposto a arcar com um custo mais elevado [Stiglitz e Weiss (1981)]. Esta assimetria na informação disponível é crucial para justificar a

¹ King e Levine (1993a) trazem uma descrição da interpretação tradicional para a relação entre sistema financeiro e desenvolvimento econômico.

² Para uma apresentação completa destes modelos, ver Barro e Sala-i-martin (2004), capítulo 4.

existência de intermediários financeiros, o que corresponderia à terceira opção para financiamento do mencionado projeto.

Dois elementos-chave surgem desta tipificação: o financiamento externo de projetos de investimentos e os custos de transação e informacionais associados a esta operação. É a capacidade de atenuar os custos de transação e de informação que torna o sistema financeiro essencial para o barateamento do custo externo de financiamento [Bernanke (1983), Rajan e Zingales (1988) e Levine (1997, 2004)]. Decorre desta intermediação um efeito que pode não apenas influenciar as taxas de poupança e, portanto, a taxa de acumulação de capital, mas também promover maior eficiência alocativa e inovação tecnológica.

De modo geral, na forma apontada pela literatura apresentada em Levine (1997, 2004), podem ser arrolados cinco canais através dos quais o sistema financeiro atingiria tais objetivos e promover maiores taxas de crescimento econômico de longo prazo.

Em primeiro lugar, os intermediários podem amenizar os riscos inerentes aos potenciais projetos. Estes riscos podem estar associados à liquidez dos projetos ou idiosincrasias a que as firmas investidoras estão sujeitas. O argumento utilizado por Levine (1997, 2004) procura destacar a importância de se contar com mercados financeiros bem organizados, líquidos e com capacidade de diversificação de risco. Desta feita, com menores custos de transação envolvidos, o investimento mediado por instituições financeiras não se limitaria a projetos de maior liquidez e, muitas vezes, de menor retorno.

Em segundo lugar, pode ser extremamente custoso para os detentores de poupança adquirir e avaliar as informações referentes a um potencial projeto a ser financiado. As informações de interesse do principal vão desde as condições econômicas prevaletes à capacidade administrativa da firma que irá receber o investimento. Supondo que o custo de obtenção destas informações seja fixo, os intermediários financeiros poderiam diluir tais custos ao dividi-los entre os diversos indivíduos que utilizam seus serviços. Ou seja, o custo para a obtenção de informação é reduzido na presença de intermediários financeiros, o que permitiria a difusão mais ampla das oportunidades de investimento na economia.

Outra função associada à maior escala de atuação das instituições financeiras é a capacidade de levantamento de fundos. Do ponto de vista da firma investidora, pode ser economicamente inviável a captação de múltiplas poupanças a fim de suprir o montante necessário ao financiamento de um determinado projeto. A consequência deste fato seria a limitação dos projetos a escalas economicamente ineficientes. Neste sentido, a existência de intermediários financeiros que mobilizem o total de poupança gerada na economia pode trazer consideráveis efeitos alocativos.

Como já mencionado, o problema informacional característico da operação de financiamento de um projeto torna custosa a avaliação do cumprimento do contrato e da utilização adequada dos recursos levantados. Tal assimetria informacional pode levar os detentores de poupança a racionarem seus recursos. Assim, Levine (1997, 2004) sustenta que tais custos, associados à aquisição de informação e garantia de que os contratos sejam cumpridos, tornam economicamente desejável a presença de instituições financeiras que tenham vantagens em exercer tais controles sobre as firmas.

Por último, temos o argumento de que a existência de intermediários financeiros pode promover a especialização na economia. Num espírito semelhante à Briant (1980) e Diamond e Dybvig (1983), a existência de instrumentos financeiros traz ganhos de eficiência em relação ao equilíbrio autárquico. Assim, barateando os custos de transação e informação, os intermediários financeiros podem tornar melhores as condições para especialização econômica. O ganho proveniente da maior especialização é um dos resultados canônicos da Teoria Econômica, que remonta a Adam Smith.

Portanto, quanto mais hábil no cumprimento destas cinco funções mencionadas acima, mais desenvolvido é o sistema financeiro. Na formalização apresentada em King e Levine (1993a), o desenvolvimento financeiro, no sentido ora empregado, pode gerar crescimento econômico em um modelo que assuma:

Empreendedores heterogêneos querem inovar e precisam de financiamento externo;

Inovação ampliadora de produtividade envolve, em alguma medida, investimento em capital intangível (humano ou não), de difícil monitoramento e não alienável.

Assim, tomando como base alguma versão dos modelos de crescimento endógeno mencionados acima, é possível estabelecer ligação entre o desenvolvimento das atividades financeiras, no sentido já proposto, e o crescimento econômico de longo prazo [King e Levine (1993a)].

2.2 Evidências empíricas internacionais

No que diz respeito aos fatos estilizados, pode-se fazer referência, dentre outros, aos trabalhos realizados por King e Levine (1993a, 1993b). Nestes artigos, os autores esboçam um resumo da ampla literatura empírica acerca da relação entre sistema financeiro e crescimento econômico, por meio de três evidências bem documentadas:

Valores contemporâneos das variáveis financeiras entram de forma significativa nas equações estimadas para crescimento econômico, acumulação de capital e crescimento da produtividade.

Valores passados das variáveis financeiras entram de forma significativa nas equações estimadas para crescimento econômico, acumulação de capital e crescimento da produtividade, parecendo indicar precedência temporal do lado financeiro.

Países mais ricos detêm maior parcela de ativos financeiros como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), maior proporção de crédito oferecido e recebido por instituições privadas e maior participação de serviços financeiros não-bancários.

Um tratamento econométrico mais formal para o confronto destes fatos estilizados pode ser visto em Beck, Levine e Loayza (2000), Levine, Loayza e Beck (2000) e Beck e Levine (2001). Para que esta empreitada fosse bem sucedida, estes autores tiveram de enfrentar um problema comum a esta literatura empírica, que é a possibilidade de viés de simultaneidade. Ou seja, o sistema financeiro é um componente na determinação do crescimento econômico e suas fontes, mas não se pode descartar a relação no sentido contrário, em que o ritmo de crescimento altera a estrutura financeira do país.

Na literatura, podem ser encontradas várias estratégias para o tratamento deste problema de endogeneidade. King e Levine (1993a, 1993b) buscam dirimir a simultaneidade por meio da utilização dos valores iniciais dos indicadores financeiros, para explicar o comportamento do crescimento econômico verificado posteriormente em sua amostra de países.

Uma crítica a esta estratégia de identificação é realizada em um outro importante trabalho, devido a Rajan e Zingales (1998). Os autores apresentam a distinção entre o papel de indicador estatisticamente antecedente, que poderia ser identificado erroneamente em King e Levine (1993a, 1993b), e o de fator teórico de causalidade, que deveria ser exercido pelo sistema financeiro. Para que o sistema financeiro possa, de fato, ser considerado como fonte geradora de crescimento econômico, os canais teóricos de tal causalidade devem ser testados.

Nesta linha, os autores tentam identificar os efeitos causais do sistema financeiro, por meio da avaliação da proposição de que o desenvolvimento financeiro ameniza os custos de financiamento externo das firmas. Para tanto, eles empregam uma distinção entre setores econômicos, de acordo com os níveis de requerimento de financiamento externo. Dentro desta estratégia de identificação, o sistema financeiro seria um fator causal de crescimento econômico caso fosse possível estabelecer um padrão em que os setores mais dependentes crescessem relativamente mais nas sociedades dotadas de melhores sistemas financeiros. A evidência encontrada por estes autores, em nível micro-setorial, suporta esta hipótese, ou seja, um sistema financeiro desenvolvido reduz o custo de financiamento externo para as firmas investidoras, servindo de estímulo ao crescimento econômico³.

A estratégia empírica empreendida por Beck, Levine e Loayza (2000) consistiu da utilização da técnica de variáveis instrumentais para extrair os componentes exógenos dos indicadores financeiros, possibilitando identificar uma fonte de variação genuína na explicação do crescimento econômico. Além disso, os autores buscam avaliar se o sistema financeiro seria, em verdade, um fator teórico de causalidade. Neste espírito,

³ Para uma resenha de testes empíricos microeconômicos para a verificação da relevância do sistema financeiro, ver Levine (2004).

Beck, Levine e Loayza (2000) examinam os efeitos dos intermediários financeiros em possíveis fontes de crescimento econômico: a taxa de poupança privada, a acumulação de capital físico e a produtividade total dos fatores.

Em primeiro lugar, estes objetivos foram perseguidos por meio da utilização da origem legal dos países como instrumento para as variáveis financeiras, em um modelo de variáveis instrumentais para uma cross-section, construída a partir da média das variáveis no período considerado. Em seguida, os autores empregam técnicas de painel e o Método de Momentos Generalizados para tratar do problema de simultaneidade, fazendo uso dos instrumentos sugeridos por Arellano e Bond (1991) – que será tratado em detalhes posteriormente.

Beck, Levine e Loayza (2000) utilizam um conjunto de dados sócio-econômicos e financeiros de 63 países entre 1960 e 1995 para avaliar a importância do sistema financeiro na determinação da poupança, do capital e da produtividade. Três indicadores financeiros são testados: a razão entre o crédito total direcionado ao setor privado e o Produto Interno Bruto (PIB), a razão entre as obrigações totais do sistema financeiro e o PIB e, por último, a proporção do crédito bancário no PIB.

Os resultados mostram uma relação robusta e positiva entre os indicadores financeiros empregados e crescimento econômico, corroborando, dentro de um experimento econométrico mais cuidadoso, a evidência supracitada por King e Levine (1993a, 1993b). Além disto, parece haver indícios de que o canal através do qual o sistema financeiro afetaria o crescimento econômico seria o incremento da produtividade total dos fatores. Este aspecto é fundamental para a corroboração de uma das principais proposições trazidas pelo modelo estilizado por King e Levine (1993a): a ação do sistema financeiro na amenização dos problemas de informação e custos de transação provoca importantes melhoras na alocação de recursos econômicos.

Levine, Loayza e Beck (2000) e Beck e Levine (2001) utilizam procedimentos econométricos semelhantes aos descritos há pouco para identificar os efeitos do sistema financeiro sobre o crescimento econômico.

Beck e Levine (2001) realizam duas importantes alterações metodológicas. Em primeiro lugar, os autores tentam separar os efeitos do sistema financeiro, entre a atuação dos bancos e a do mercado de capitais. Por causa da necessidade de se contar com variáveis caracterizadoras dos mercados financeiros, a amostra teve que se reduzir a um universo de 40 países entre 1976 e 1998. Para caracterizar o sistema financeiro de cada país, os autores utilizam uma medida de liquidez de mercado, dada pela razão entre o total de ações negociadas e o total de ações listadas no mercado. O sistema bancário, por sua vez, é representado pela divisão do crédito bancário pelo respectivo PIB.

A segunda novidade é que, sobre o painel formado por estes dados, Beck e Levine (2001) ampliaram os instrumentos para identificar os efeitos do sistema financeiro, com o objetivo de se obter estimativas mais eficientes assintoticamente. A estratégia de identificação consiste da aplicação do procedimento sugerido por Arellano e Bover (1995).

Como resultado, os autores encontram evidência de que os componentes exógenos dos indicadores de desenvolvimento bancário e financeiro são conjuntamente significantes para determinar o crescimento econômico dos países incluídos na amostra.

Já Levine, Loayza e Beck (2000), com uma amostra semelhante à Beck, Levine e Loayza (2000), obtêm resultados também condizentes com a importância do sistema financeiro para promover crescimento econômico. Dois pontos a respeito deste trabalho merecem destaque. Em primeiro lugar, os autores mostram que aspectos legais e regulatórios, associados ao direito dos credores, respeito aos contratos e a determinadas práticas contábeis, desempenham um papel relevante na explicação das diferenças nos níveis de desenvolvimento financeiro nos países. Esta evidência fornece aos formuladores de políticas um conjunto de modificações institucionais que poderiam ter efeitos sobre o crescimento econômico. Outro ponto importante apresentado por estes autores é a questão da causalidade reversa que é posta diretamente em discussão. Ou seja, mesmo sendo possível mensurar os impactos do desenvolvimento financeiro sobre o crescimento econômico, de forma totalmente livre do efeito reverso exercido pelo crescimento, não se pode negar a existência da causalidade no sentido contrário.

Cabe qualificar a natureza das evidências até aqui reportadas. O controle com variáveis instrumentais, implementado por estes autores, resolve o problema associado ao viés de simultaneidade nas equações

envolvendo crescimento econômico e desenvolvimento financeiro. Com isto, somos capazes de inferir o poder preditivo dos componentes exógenos do sistema financeiro sobre o crescimento econômico, mesmo que haja a causalidade no sentido contrário. Outra questão igualmente relevante, mas não tratada diretamente por esta literatura, é a análise desta causalidade em si.

Calderón e Liu (2002) empreendem um importante esforço nesta direção. Estes autores procuram avaliar, dentro da relação global envolvendo sistema financeiro e crescimento econômico, qual é a importância relativa da causalidade em cada uma das direções possíveis: (i) crescimento causa intermediação financeira, (ii) intermediação financeira causa crescimento e (iii) a causalidade ocorre nas duas direções.

Para um conjunto de 109 países entre 1960 e 1994, os autores aplicam a técnica desenvolvida por Geweke (1982) para decompor a dependência linear entre as variáveis de interesse, de acordo com as causalidades envolvidas. Os indicadores financeiros utilizados por estes autores são formados pela razão entre um agregado monetário (M2) e PIB e pela proporção entre o crédito total direcionado ao setor privado e o PIB. Os resultados encontrados pelos autores mostram que, na relação econômica envolvendo sistema financeiro e crescimento econômico, a causalidade predominante dá-se na direção do desenvolvimento financeiro como fenômeno antecedente à aceleração do crescimento econômico. Segundo as estimativas dos autores, pelo menos 80% da relação global entre crescimento econômico e sistema financeiro dá-se na direção sugerida pela literatura revista há pouco.

3. Sistema Financeiro e Desenvolvimento Econômico: Evidências para o Brasil

Para o Brasil, a evidência parece suportar, de forma semelhante, a importância até aqui sugerida do sistema financeiro para a determinação de maior crescimento econômico. Nesta direção, pode ser útil citarmos os trabalhos de Matos (2002) e Marques Jr. e Porto Jr. (2004), que tratam especificamente da questão causal associados a este problema⁴.

Estes trabalhos visam testar a relação de causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico para séries de tempo brasileiras. A metodologia empregada foi a utilização do conceito de causalidade de Granger (1969), que será apresentado em mais detalhes em nossa seção metodológica. Para lidar com a presença de algumas séries de dados que não são estacionárias, os autores estendem o procedimento para considerar a causalidade no contexto de uma relação de co-integração [Johansen (1988)].

Matos (2002) utiliza um conjunto de variáveis para mensurar o desenvolvimento financeiro em várias dimensões possíveis. Cinco indicadores foram criados: a diferença nos agregados monetários M2 e o papel moeda em poder do público em relação a M2 e em relação ao PIB, a razão entre o crédito bancário direcionado ao setor privado e o PIB, a divisão entre o crédito total do sistema financeiro direcionado ao setor privado pelo PIB e, por último, a proporção de M2 no PIB. O autor realiza seus testes de causalidade considerando um conjunto de séries temporais anuais entre 1947 e 2000, ou com séries que começam um pouco mais tarde, dependendo da disponibilidade de informações sobre o crédito direcionado ao setor privado.

Marques Jr. e Porto Jr. (2004) usam séries de tempo brasileiras anuais de 1950 a 2000. Os autores procuram qualificar o sistema financeiro brasileiro, por meio de indicadores para o sistema bancário e o mercado de capitais, dando uma dimensão de seus tamanhos, níveis de atividade e graus de eficiência. Para captar o efeito tamanho do sistema bancário e de capitais, é utilizada, respectivamente, a soma dos depósitos bancários à vista e a prazo em relação ao PIB e o valor das transações em bolsa dividido pelo PIB. O nível de atividade nestes mercados é representado pela razão entre o crédito bancário direcionado ao setor privado em relação ao PIB e o valor anual das transações no mercado de capitais como proporção do PIB. Por fim, a eficiência bancária e do mercado de capitais é aproximada, na seqüência, pela razão entre o crédito

⁴ Esta preocupação não é recente. Em um trabalho nos anos oitenta, Gonçalves (1980), certo da importância desta relação, propõe um modelo teórico que visa captar as idiosincrasias do sistema financeiro brasileiro para a promoção de crescimento econômico no país.

direcionado ao setor privado e o PIB e pela soma dos depósitos bancários à vista e a prazo dividida pelo PIB e pelo valor anual das transações em bolsa sobre o valor total da capitalização das ações negociadas.

Embora haja alguma variação, dependendo da *proxy* utilizada para representar o sistema financeiro, os resultados reportados nestes trabalhos mostram ampla evidência de uma relação unidirecional do sistema financeiro para crescimento econômico, em consonância com a literatura empírica e teórica apresentada anteriormente.

Outra importante referência para este trabalho é a recente investigação realizada por Zara (2006). A autora utiliza a já mencionada estratégia de King e Levine (1993a, 1993b) para, em uma abordagem regionalizada como a agora pretendida, identificar os efeitos do desenvolvimento do sistema financeiro sobre o crescimento econômico e também sobre a desigualdade de renda.

Os dados utilizados por Zara (2006) formam um painel contendo os 27 estados brasileiros entre 1995 e 2003. Como *proxy* para os sistemas financeiros estaduais, Zara (2006) utiliza a razão entre o volume total de crédito bancário e o PIB de cada localidade. Os resultados obtidos pela autora, no entanto, não se mostram em consonância com literatura empírica e teórica revista há pouco, uma vez que o crédito estadual não apresenta qualquer significância estatística para a determinação do crescimento econômico local. Desta maneira, torna-se fundamental que se retome o esforço de pesquisa para que os efeitos do sistema financeiro sobre o nível de produção econômica nos estados brasileiros possam ser compreendidos de maneira adequada.

Tendo como motivação a literatura acima, este trabalho busca avaliar a causalidade envolvendo o desenvolvimento financeiro e o nível de renda no Brasil. Esta análise pode revelar um fato estilizado básico acerca da importância do setor financeiro no desenvolvimento econômico brasileiro. A discussão aqui empreendida parte de uma abordagem desagregada de acordo com os dados bancários nos estados brasileiros. Desta forma, a principal diferença deste trabalho em relação a Matos (2002) e Porto Jr. e Marques Jr. (2004) é a utilização do conceito de causalidade de Granger (1969) em um contexto de painel. As unidades seccionais consideradas são as Unidades Federativas, que poderão adicionar mais graus de liberdade, além de fornecerem informação mais desagregada do sistema financeiro no Brasil. A estratégia de atuação dos intermediários financeiros pode ser segmentada regionalmente, tal como em Sanches, Rocha e Silva (2006). Se for este o caso, é importante considerar as especificidades dos mercados regionais em vez de uma análise agregada para o Brasil, onde estas diferenças regionais não seriam contempladas explicitamente.

Para a caracterização dos sistemas financeiros regionais, serão tomados indicadores relativos à atuação dos seus respectivos setores bancários. Os bancos compõem uma parte extremamente importante do sistema financeiro, atuando no processo de intermediação, com produtos e serviços que contribuem na resolução dos problemas de informação e dos custos de transação, como tratado na seção anterior.

Uma característica do sistema bancário é a sua grande capilaridade, estando presente em mais de 3.200 municípios brasileiros, sendo, dessa maneira, bastante representativo das condições de intermediação financeira no país. Além disso, conforme os resultados de Matos (2002) e Porto Jr. e Marques Jr. (2004), a evidência empírica sobre os indicadores bancários mostra-se mais robusta, enquanto preditores do crescimento econômico brasileiro, se comparada à performance das demais variáveis financeiras.

Em uma definição apresentada por Freixas e Rochet (1999), a atividade bancária pode ser caracterizada pela ação corrente de oferecimento de empréstimos e recolhimento de depósitos. Com base nesta definição, caracterizaremos o desenvolvimento bancário regional pela maior capacidade em exercer tais atividades.

Assim, duas *proxies* são utilizadas para representar o lado financeiro:

O volume real de crédito bancário por agência em cada estado; e

O volume real de depósitos bancários totais (à vista e a prazo) por agência em cada estado.

Os dados foram disponibilizados pelo Banco Central do Brasil. As informações foram deflacionadas segundo o IPCA, medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE⁵.

⁵ Os dados financeiros utilizados foram consultados via sistema SISBACEN, disponível gratuitamente em www.bcb.gov.br

Do ponto de vista do lado real, é preciso, em primeiro lugar, esclarecer que estamos interessados na causalidade envolvendo o nível de renda e não o crescimento econômico. Queremos saber se o desenvolvimento bancário aumenta o nível de renda no Brasil, ou vice-versa. Em termos teóricos, o ponto de partida é a literatura revista há pouco, uma vez que todas as conclusões obtidas para o crescimento econômico, necessariamente, têm implicações equivalentes sobre o nível de renda da economia. Como indicador de atividade econômica, foi utilizado o PIB estadual coletado pelo IBGE⁶.

Este trabalho utiliza uma amostra com dados anuais, compreendendo um painel com todos os estados brasileiros entre 1995 e 2002. Todas as variáveis foram transformadas pelo logaritmo em sua base natural. Faz-se útil considerar alguma descrição dos dados relativos ao sistema bancário brasileiro. A tabela 1 reporta a distribuição regional da renda e dos atributos bancários número de agências e total de crédito. A primeira linha da tabela mostra a já conhecida concentração de renda brasileira nos estados da região Sudeste. Mas, as demais linhas parecem mostrar que tal concentração de renda reflete-se em igual ou pior concentração no acesso aos serviços bancários considerados. Como pode ser visto, a região Sudeste responde por mais de 70% e 50% do total do crédito e de agências bancárias, respectivamente.

Tabela 1
Distribuição regional de renda e serviços bancários (%) – 2003*

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
PIB	4,48	13,05	58,16	17,48	6,84
Crédito	1,33	6,12	70,9	13,25	8,38
Agências	3,67	14,51	54,17	20,1	16,43

Fonte: Fonseca e Vasconcelos (2002).

*Para o PIB, foram usados dados de 1998.

Dessa forma, o cenário traçado acima parece indicar, embora bastante preliminarmente, que há uma estreita relação entre o nível de renda e a qualidade do sistema bancário no Brasil. A seguir, são apresentadas tabelas com a correlação entre os indicadores construídos, o que faz emergir alguns fatos importantes acerca do fenômeno analisado.

Como pode ser visto, a estrutura de correlação varia substancialmente de acordo com o indicador financeiro utilizado. A variável de crédito bancário por agência não apresenta correlação contemporânea com o nível de atividade. Como os resultados mostram, tal variável parece estar significativamente associada com o PIB de, pelo menos, dois anos à frente. Este quadro parece caracterizar algum grau de precedência temporal exercido pelo volume de crédito bancário.

Tabela 2
Correlação entre os indicadores financeiros e o PIB

Índice Real de Volume de Crédito por Agência Bancária		
	Correlação	P-Valor
Contemporânea	-0,007	0,918
1 defasagem	0,096	0,161
2 defasagens	0,143	0,036
3 defasagens	0,150	0,028
Índice Real de Volume de Depósito por Agência Bancária		
	Correlação	P-Valor
Contemporânea	0,460	0,000
1 defasagem	0,296	0,000
2 defasagens	0,191	0,005
3 defasagens	0,070	0,309

A variável de depósitos bancários, por outro lado, apresenta elevada correlação contemporânea. O grau de associação com o PIB, no entanto, reduz-se na medida em que defasagens do indicador de depósitos são

⁶ Os dados utilizados podem ser obtidos na base disponibilizada pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA, no site www.ipeadata.gov.br.

consideradas. Ainda assim, os dados parecem indicar uma correlação positiva entre este indicador e as realizações do PIB um e dois anos à frente.

A tabela 3, a seguir, traz um entendimento semelhante. Os números reportam a correlação entre os indicadores financeiros na primeira metade da amostra (1995-1998) e o PIB nos últimos anos da amostra (1999-2002). Em ambos os casos, os resultados parecem indicar que elevados níveis iniciais de depósitos ou crédito bancário são seguidos por anos com produto elevado.

Tabela 3
Correlação entre os níveis iniciais (1995-1998) dos indicadores financeiros e os níveis finais (1999-2002) do PIB

	Correlação	P-Valor
Índice Real de Volume de Crédito por Agência Bancária	0,214	0,027
Índice Real de Volume de Depósito por Agência Bancária	0,360	0,000

Tais evidências parecem indicar alguma noção de precedência temporal dos indicadores financeiros frente ao PIB. No entanto, tal conclusão requer testes formais, tal como passamos a desenvolver na próxima seção.

4. Metodologia para Causalidade em Painel

O objetivo da econometria é buscar, por meio de modelos estatísticos e matemáticos, a confrontação de formulações teóricas com os dados empíricos. Assim, estamos interessados na proposição de um modelo que nos forneça uma relação causal que envolva as variáveis de interesse y e x , tal como estabelecido pela teoria econômica:

$$y = f(x) + e \tag{1}$$

Onde $f(x)$ é a relação econômica postulada a ser estimada e $e \sim i.i.d(0, \mathbf{S}^2)$ é um termo de erro estatístico.

Sob determinadas condições, os parâmetros que dirigem a relação causal da variável explicativa x para a variável determinada y podem ser estimados, fornecendo meios para o teste da teoria considerada. A hipótese básica para a identificação destes parâmetros é a de exogeneidade da variável x ou ausência de correlação com os termos de erro da regressão (1):

$$E[xe] = 0. \tag{2}$$

Um problema muito comum associado aos fenômenos econômicos é a grande possibilidade de que a variável explicativa sofra alguma influência da variável que ela deveria explicar. Neste caso, $x = g(y)$, o que rompe com a hipótese de identificação e gera, como consequência, $E[xe] \neq 0$.

Existem várias maneiras sugeridas na literatura para a resolução deste problema. Um procedimento, na linha utilizada pelos modelos econométricos revistos anteriormente, é o uso de variáveis instrumentais, z , que seriam auxiliares com as seguintes propriedades: (i) $E[xz] \neq 0$ e (ii) $E[ze] = 0$. Dessa forma, se tomarmos a porção de x que é relacionada com z , seremos capazes de identificar um conjunto de informação que respeitará a hipótese de identificação requerida em (2).

Ainda assim, mesmo sendo capazes de estimar consistentemente os parâmetros da relação entre x e y , resta uma importante questão associada ao entendimento da causalidade prevalecente. Isto é, qual é a verdadeira relação causal existente? Como podemos dizer se $y = f(x)$, $x = g(y)$ ou se as duas coisas acontecem simultaneamente?

Um importante trabalho no tratamento desta questão é Granger (1969). Ao propor uma conceituação operacional e, portanto, testável para a idéia de causalidade, este autor deu uma grande contribuição para a literatura empírica. O conceito, tal como apresentado no trabalho seminal, sustenta-se na definição abaixo.

Definição 1:

Uma variável x causa outra variável y se e somente se

$$E[(y/U)^2] < E[(y/U - x)^2]$$

Onde $E[(y/U)^2]$ é a variância do erro de previsão de y , dado o conjunto de informação disponível U .

Ou seja, dizemos que x causa y quando “we are better able to predict y using all available information than if the information apart from x had been used” [Granger (1969): 428].

Neste trabalho, a metodologia a ser empregada é uma versão ampliada da técnica sugerida por Granger e Huang (1997), em que é feita uma adaptação deste consagrado conceito de causalidade para o caso de dados em painel. Esta é uma inovação importante, pois, como notam Marques Jr. e Porto Jr. (2004), na literatura descrevendo a relação entre sistema financeiro e crescimento econômico, a sistemática sempre foi de utilizar a causalidade Granger ou a análise de painel. A abordagem, ora proposta, permite a combinação destas duas idéias.

Diante da definição apresentada, a tarefa torna-se estimar um modelo em painel que permita a especificação de dinâmica e a produção de previsões⁷. O modelo a ser estimado segue a especificação dinâmica proposta por Arellano e Bond (1991), que desenvolveram um procedimento de Momentos Generalizados para estimação dos parâmetros:

$$y_{it} = c + a_i + \sum_{l=1}^n b_l y_{it-l} + \sum_{l=1}^m g_l x_{it-l} + u_{it} \quad (3)$$

Onde c é uma constante, y_{it} é a variável de interesse, x_{it} é a variável cuja causalidade em relação à y_{it} pretende-se testar, a_i são os efeitos específicos às unidades seccionais e u_{it} é um ruído branco.

Uma discussão a respeito das hipóteses de identificação necessárias para a estimação de (3) é apresentada na seção seguinte.

Seguindo com o procedimento de Granger e Huang (1997), para avaliar se x_{it} causa y_{it} , estimamos de forma consistente os parâmetros do modelo estrutural (3). Em seguida, são realizadas previsões sobre (3) e uma versão modificada pela exclusão das defasagens de x :

$$\text{Modelo 1 : } y_{it} = c + a_i + \sum_{l=1}^n b_l y_{it-l} + \sum_{l=1}^m g_l x_{it-l} + u_{it}$$

$$\text{Modelo 2 : } y_{it} = c + a_i + \sum_{l=1}^n b_l y_{it-l} + u_{it}$$

Se x_{it} não causa y_{it} , é de se esperar que as previsões produzidas por ambos os modelos acima sejam similares.

Denote por e_{it}^1 e e_{it}^2 os respectivos erros de previsão associados aos modelos 1 e 2. Utilizando a definição 1, sob a hipótese nula de que a variável x_{it} não Granger-causa y_{it} , verificaríamos que a variância do erro de previsão do modelo 1 seria igual ou maior que a variância do erro de previsão do modelo 2. Isto é:

$$E[(e_{it}^1)^2] \geq E[(e_{it}^2)^2] \quad (4)$$

Seja a soma e a subtração dos erros de previsão dados por:

$$\text{SUM}_{it} = e_{it}^1 + e_{it}^2$$

$$\text{DIF}_{it} = e_{it}^1 - e_{it}^2$$

Para se verificar a suposição mencionada em (4), devemos realizar o teste, na regressão abaixo, da hipótese de que o coeficiente γ seja igual ou maior que zero⁸:

$$\text{SUM}_{it} = \gamma + \gamma \text{DIF}_{it} + \eta_{it} \quad (5)$$

Ou seja, x_{it} não Granger-causa y_{it} se e somente se $\gamma \geq 0$. Granger e Huang (1997) sugerem este procedimento de teste em dois passos. Antes de qualquer coisa, deve-se verificar a igualdade da hipótese (4) por meio do simples teste de significância de γ da equação (5). Se a desigualdade for verificada, deve-se tomar o modelo dotado de menor variância dos erros de previsão. O procedimento equivalente sugerido aqui sintetiza estes dois passos através da realização do teste unicaudal.

⁷ Para outras aplicações do método de causalidade em painel, ver Weinhold e Reis (1999), Granger e Huang (1997) e Cossío (2001).

⁸ O teste deve se basear em alguma estimativa robusta do desvio-padrão do coeficiente γ [Granger e Huang (1997): 8].

A lógica por trás deste resultado é direta. Para compreendermos o que se passa, basta lembrarmos que o estimador de mínimos quadrados ordinários para β é dado por:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^I DIF_{it} \times SUM_{it}}{\sum_{i=1}^I DIF_{it}^2},$$

onde I corresponde ao número de previsões realizadas. Utilizando as definições para SUM_{it} e DIF_{it} , temos:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^I (e_{it}^1 - e_{it}^2)(e_{it}^1 + e_{it}^2)}{\sum_{i=1}^I (e_{it}^1 - e_{it}^2)^2}.$$

Algumas manipulações algébricas nos permitem obter a seguinte expressão para $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = \frac{n\{E[(e_{it}^1)^2] - E[(e_{it}^2)^2]\}}{\sum_{i=1}^I (e_{it}^1 - e_{it}^2)^2}. \quad (6)$$

A equação (6) mostra claramente a relação aludida entre a hipótese (4) e o teste proposto. O teste de causalidade, portanto, consiste da estimação da equação dada em (5) e do respectivo teste da hipótese de que o parâmetro β seja maior ou igual a zero. A rejeição desta hipótese implica que a variável x_{it} Granger-cause a variável y_{it} .

Resta, entretanto, um último passo no método de teste. Embora o trabalho original de 1997 e toda a literatura aplicada que o sucedeu não considerem explicitamente esta possibilidade, a depender de como os erros de previsão são formados, os coeficientes da equação (5) podem sofrer de sérios vieses, inviabilizando as conclusões concernentes à causalidade. Em nosso entendimento, portanto, há de se estender o procedimento acima descrito para que o teste de Granger e Huang (1997), baseado em um painel de erros de previsão, seja consistente.

Para entender a origem dos problemas, devemos lembrar que o teste (5) baseia-se em uma estimativa dos erros de previsão dada por:

$$e_{it}^1 = y_{it} - \hat{c} - \hat{a}_i - \sum_{l=1}^n \hat{b}_l y_{it-l} - \sum_{l=1}^m \hat{g}_l x_{it-l}$$

$$e_{it}^2 = y_{it} - \hat{c} - \hat{a}_i - \sum_{l=1}^n \hat{b}_l y_{it-l}$$

Embora as estatísticas acima considerem explicitamente a inclusão dos efeitos específicos, a_i , e do termo de constante, c , muitas vezes a estimativa consistente dos coeficientes de β é feita de forma a tornar desnecessária a estimação destes dois parâmetros. Este é o caso, por exemplo, do estimador de “primeiras diferenças” [Wooldridge (2002): 279] e do procedimento sugerido por Arellano e Bond (1991), desenvolvido neste trabalho. Controlar por efeitos fixos, sem de fato estimá-los, é um artifício particularmente útil para casos em que a amostra envolve um número muito elevado de indivíduos. Neste caso, a questão dos graus de liberdade pode ser um fator limitante à inclusão de variáveis *dummies*, técnica usualmente utilizada para a obtenção consistente dos efeitos fixos.

Diante desta discussão, nosso próximo passo é propor um método robusto para situações em que a estimação dos parâmetros do modelo (3) envolve apenas o controle (e não a estimação) dos efeitos fixos e da constante. Assim, podemos definir o erro de previsão não-condicional em (a_i, c) :

$$\mathbf{z}_{it}^1 = e_{it}^1 + c + \mathbf{a}_i$$

$$\mathbf{z}_{it}^2 = e_{it}^2 + c + \mathbf{a}_i \quad (7)$$

De forma semelhante, a soma e a subtração dos erros de previsão tornam-se:

$$\text{SUM}_{it}^* = \mathbf{z}_{it}^1 + \mathbf{z}_{it}^2 = \text{SUM}_{it} - k_i, \text{ onde } k_i = -2(c+a_i).$$

$$\text{DIF}_{it}^* = \mathbf{z}_{it}^1 - \mathbf{z}_{it}^2 = \text{DIF}_{it}$$

O teste (5), por sua vez, pode ser escrito como:

$$\text{SUM}_{it}^* = ? + ? \text{DIF}_{it}^* + ?_{it}, \text{ ou seja:}$$

$$\text{SUM}_{it} = ? + k_i + ? \text{DIF}_{it} + ?_{it} \quad (8)$$

A expressão final é idêntica à equação (5), a não ser pelo componente regional específico k_i . O parâmetro $?$ acima ainda pode ser estimado consistentemente, desde que realizado o devido controle destes efeitos específicos. Há na literatura uma série de sugestões para que tal controle seja realizado [ver, por exemplo, Wooldridge (2002), capítulo 10]. Uma maneira simples para se obter uma estimativa consistente de $?$ seria a estimação de (8) por meio de uma regressão de “primeiras diferenças”, eliminando-se, desta forma, a variável específica k_i :

$$? \text{SUM}_{it} = \mu + ?? \text{DIF}_{it} + ? ?_{it} \quad (9)$$

Onde μ é uma constante definida para a regressão de estimação (9).

Isto é, ao montar um painel de erros de previsão, é possível ainda usar os “erros de previsão” da variável em nível, desconsiderando as estimativas consistentes de (a_i, c) , desde que a regressão auxiliar (8) controle os efeitos específicos regionais.

Por último, devemos notar que, caso $E[x_{it} \mathbf{a}_i] = 0$, teríamos validada a condição de identificação $E[\mathbf{a}_i \mathbf{z}_{it}] = 0$ e, portanto, a estimação dos coeficientes do modelo (8), desconsiderando-se k_i , não incorrerá em viés. Entretanto, caso $E[x_{it} \mathbf{a}_i] \neq 0$, se os efeitos específicos não forem considerados, a inferência requerida sobre $?$ é inválida, inutilizando o teste de causalidade de Granger e Huang (1997) aplicado a um painel de erros de previsão.

5. Resultados

Os exercícios empíricos compreendem basicamente a utilização de duas metodologias de teste para causalidade em painel. Além de aplicarmos a metodologia de causalidade de Granger (1969) adaptada para painéis dinâmicos, será realizado o teste sugerido por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), cuja metodologia será detalhada a seguir.

O primeiro passo na implementação destas formulações propostas por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997) é a estimação da equação (3). Com este intuito, deve-se proceder tirando a primeira diferença de (3), eliminando-se, dessa maneira, o efeito específico a_i :

$$\Delta y_{it} = \sum_{l=1}^n \mathbf{b}_l \Delta y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \mathbf{g}_l \Delta x_{it-l} + \Delta u_{it} \quad (10)$$

No entanto, deve ser observado que o modelo na primeira diferença sofre do problema de endogeneidade, uma vez que, necessariamente, $E[y_{is} u_{is}] \neq 0$. Isto foi contornado na literatura com uma série de instrumentos sugeridos para as defasagens da variável dependente. Anderson e Hsiao (1982) sugerem o uso de defasagens da diferença como instrumento, uma vez que $E[\Delta y_{is-l-1} u_{is}] = 0$ e $E[\Delta y_{is-l-1} \Delta y_{is-l}] \neq 0$. No entanto, Arellano (1989) mostra que a estimação com instrumentos formados pelos níveis defasados produz estimadores de menor variância. Em nossas estimações, seguindo o sugerido por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Arellano (1989) e Arellano e Bond (1991), o instrumento utilizado será a defasagem da variável em nível.

Além desse problema surgido na construção do modelo, deve-se ressaltar que a variável independente x_{it} , *proxy* para sistema financeiro, provavelmente é endógena. Por este motivo, assim como a variável dependente defasada, o regressor x_{it} será instrumentalizado por sua defasagem em nível.

Desta forma, a hipótese de identificação necessária é:

$$E[y_{is} u_{it}] = E[x_{is} u_{it}] = 0, \forall s < t - 1 \quad (11)$$

O procedimento, portanto, constitui-se na estimação da equação (3) pelo método de Arellano e Bond (1991), com n defasagens da primeira diferença da variável dependente e m defasagens da primeira diferença de x_{it} . Ambas as variáveis serão instrumentalizadas por suas defasagens do nível, tal como assumido em nossa hipótese de identificação (11).

A discussão acima deixa claro que um problema a ser enfrentado refere-se à escolha das defasagens das variáveis que serão incluídas no modelo. Uma possibilidade para a seleção dos modelos seria adotar um procedimento semelhante ao adotado pela literatura de séries de tempo. Neste sentido, mais do que a escolha dos melhores modelos para as regressões auxiliares, a comparação dos erros de previsão com e sem as defasagens seria o ponto crucial. Neste espírito, estamos mais interessados em saber se um determinado número de defasagens de x_{it} nos ajuda a prever o comportamento de y_{it} , sem nos preocuparmos com o modelo que está gerando tal previsão. Assim, será adotado o critério mais simples em que tomaremos $m=n=k$, em que $k=1,2,3$.

5.1 Resultados com Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)

O procedimento recomendado por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) consiste em realizar um teste de Wald⁹ para verificar a hipótese de que os coeficientes associados aos termos defasados da variável independente são conjuntamente não-significantes. Desta forma, caso o teste permita rejeitar esta hipótese, podemos dizer que há precedência temporal por parte da variável independente. O procedimento é completado com o teste da precedência temporal no sentido contrário.

Assim, seguindo a notação introduzida nos modelos (3) e (10), temos a hipótese nula definida por:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_n = 0 \quad (12)$$

Portanto, para a amostra completa, foi estimada uma equação para o produto como função de defasagens do produto e de variáveis financeiras, conforme a equação (10). O teste é, então, realizado sob a hipótese (12), em que a sua rejeição indica a causalidade na direção da variável financeira para crescimento econômico. De forma semelhante, a hipótese de que crescimento econômico não causa as variáveis financeiras pode ser verificada pelo teste da significância conjunta dos coeficientes associados às defasagens do produto, numa equação estimada para a variável financeira.

Os testes de causalidade apresentados nesta e na próxima seção utilizam, ainda, um terceiro indicador bancário construído a partir da soma do saldo de depósitos e do saldo crédito por agência bancária¹⁰.

Conforme relatado na tabela 4, os resultados parecem mostrar que crédito e depósitos bancários, além da soma destes dois indicadores, têm suas defasagens significantes na equação de produto. Já com a causalidade no sentido contrário, nota-se que as defasagens da variável crescimento econômico não são significantes para determinar as *proxies* criadas para sistema financeiro. Vale ressaltar que estes resultados são robustos ao número de defasagens introduzidas nas equações de estimação.

Os testes sugeridos por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) parecem indicar, portanto, que há uma causalidade unidirecional, onde os indicadores financeiros precedem temporalmente a variável de atividade econômica.

⁹ Para uma descrição do teste de Wald, ver Davidson e Mackinnon (1993), capítulo 6.

¹⁰ Este indicador constitui-se de um índice real, construído conforme a descrição no início da seção 3.

Tabela 4
Teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)

Produto e Crédito Bancário			
Hipótese Nula	Estatística de Wald		
	m=n=1	m=n=2	m=n=3
Crédito não causa Produto	9,61 (0,00)	7,48 (0,02)	6,15 (0,02)
Produto não causa Crédito	0,12 (0,73)	3,01 (0,22)	2,58 (0,46)

Produto e Depósitos Bancários			
Hipótese Nula	Estatística de Wald		
	m=n=1	m=n=2	m=n=3
Depósitos não causam Produto	13,99 (0,00)	24,96 (0,00)	16,45 (0,00)
Produto não causa Depósitos	0,26 (0,61)	0,14 (0,93)	1,08 (0,78)

Produto e soma de Crédito e Depósitos Bancários			
Hipótese Nula	Estatística de Wald		
	m=n=1	m=n=2	m=n=3
Soma não causa Produto	14,94 (0,00)	14,22 (0,00)	2,63 (0,45)
Produto não causa Soma	0,19 (0,66)	0,73 (0,69)	1,66 (0,64)

Nota: P-valor entre parênteses.

À semelhança da ampla evidência reportada por King e Levine (1993a, 1993b) e Levine, Loayza e Beck (2000), dentre outros, o lado financeiro pode ter papel ativo no desenvolvimento econômico brasileiro, uma vez que os componentes exógenos das variáveis financeiras mostram-se estatisticamente significantes para a determinação do produto. Resta saber se o mesmo entendimento pode ser obtido a partir do procedimento de teste indicado por Granger e Huang (1997).

5.2 Resultados com Granger e Huang (1997)

Os testes de causalidade de Granger e Huang (1997), a serem realizados a seguir, baseiam-se no procedimento adaptado com a correção apresentada na equação de teste (9). Desta maneira, conforme já explicitado, são evitados vieses oriundos de efeitos específicos não-observados na construção dos painéis com erros de previsão.

Assim, com o intuito de realizar estes testes, devemos, em primeiro lugar, obter meios para efetuar projeções, para que seja possível construir os respectivos erros de previsão e as variáveis auxiliares requeridas para a estimação da equação (9). Este passo será realizado por meio de predição “fora da amostra” (out-of-sample) e “pós-amostra” (post-sample), tal como definimos a seguir.

Previsão “fora da amostra” constitui-se do método de predição para unidades seccionais excluídas da amostra usada na estimação do modelo. Esse tipo de previsão é realizado, ajustando-se o modelo (3), com a exclusão de um dos estados da amostra. Este procedimento é repetido para cada um dos estados até que se forme um painel com os erros de previsão dos modelos com e sem as defasagens de *xit*, para que a equação (9), finalmente, possa ser estimada.

A previsão “pós-amostra”, por sua vez, é realizada com o ajuste da equação (3), excluindo-se T períodos ao final da amostra de todas as unidades seccionais. A equação (9) é então estimada com base nos erros de previsão das T observações excluídas da amostra.

Apesar da preferência declarada por Granger e Huang (1997) pela previsão do tipo “fora da amostra”, opta-se, dentre as duas possibilidades, pela metodologia de previsão “pós-amostra”. Esta escolha é baseada pela avaliação de que a estimação auxiliar com exclusão de uma das unidades seccionais acaba por descaracterizar a natureza da relação analisada. A estimação do modelo econométrico sem o estado de Minas Gerais, por

exemplo, geraria parâmetros pouco informativos, ou mesmo úteis, a respeito da relação econômica que justificaria a existência (ou a não existência) da causalidade entre sistema financeiro e desenvolvimento econômico. Faz mais sentido, em nosso entendimento, a manutenção de todos os indivíduos componentes na amostra e a exclusão de unidades de tempo.

Desta maneira, as estimações foram realizadas com a inclusão de todos os estados na amostra, sendo excluídas as duas últimas observações temporais. O erro de previsão sobre os anos excluídos nos permite construir um painel com os erros de projeção para a estimação de (9). Os resultados obtidos são reportados na tabela 5. A título de ilustração, as estimativas baseadas na previsão “fora da amostra” são discutidas na próxima subseção.

Tabela 5
Teste de causalidade Granger-Huang (1997) – Previsão “pós-amostra”
Várias defasagens

Produto e Crédito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	-6,21 (0,00)		m=n=1	9,31 (1,00)
Crédito não causa PIB	m=n=2	-22,76 (0,00)	PIB não causa Crédito	m=n=2	7,91 (1,00)
	m=n=3	-15,75 (0,00)		m=n=3	0,28 (0,61)
Produto e Depósito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	2,90 (0,99)		m=n=1	7,51 (1,00)
Depósitos não causam PIB	m=n=2	-13,27 (0,00)	PIB não causa Depósitos	m=n=2	1,86 (0,96)
	m=n=3	-40,30 (0,00)		m=n=3	-0,12 (0,90)
Produto e Soma de Crédito e Depósito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	-6,87 (0,00)		m=n=1	14,98 (1,00)
Soma não causa PIB	m=n=2	-18,43 (0,00)	PIB não causa Soma	m=n=2	8,35 (1,00)
	m=n=3	-32,74 (0,00)		m=n=3	3,59 (1,00)

Nota: P-valor entre parênteses.

A conclusão obtida acima com os testes de causalidade de Granger e Huang (1997) é consistente com os resultados descritos na seção anterior. Como podemos observar, os testes apontam, de forma robusta, para uma causalidade na direção dos indicadores financeiros para o produto dos estados brasileiros. Assim como nos testes de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), esta causalidade é verificada em todas as defasagens testadas, com exceção do primeiro lag para a *proxy* depósitos financeiros.

Portanto, podemos concluir, com base nas *proxies* utilizadas e nos testes de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997) realizados neste trabalho, que há forte evidência de que sistema financeiro Granger-causa desenvolvimento econômico no Brasil.

A seguir, são descritos os procedimentos tomados com um conceito alternativo para a formação dos erros de previsão e com uma amostra com dados mensais. Como poderemos observar, os resultados tornam-se diferentes, mas a sua interpretação é elucidativa acerca da relação entre sistema financeiro e desenvolvimento econômico no Brasil.

5.3 Um conceito alternativo para previsão

Nesta subseção, são apresentados os resultados com o método de previsão “fora da amostra”. No procedimento para a previsão “fora da amostra”, conforme já discutido, serão estimados modelos em que os estados, um por vez, serão excluídos da estimação e servirão de base para a previsão e montagem da equação (9). Os resultados provenientes deste tipo de previsão são reportados na tabela 6.

Os resultados mudam consideravelmente com este tipo de previsão. Pela análise dos números abaixo, é difícil apreender claramente alguma noção de causalidade nos dados. A hipótese nula de não-causalidade é rejeitada apenas no caso da variável crédito bancário no modelo com três defasagens. De uma forma geral, portanto, não há evidência de causalidade entre as variáveis financeiras e produção.

Tabela 6
Teste de causalidade Granger-Huang (1997) – Previsão “fora da amostra”
Várias defasagens

Produto e Crédito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	8,84 (1,00)		m=n=1	-1,34 (0,09)
Crédito não causa PIB	m=n=2	9,04 (1,00)	PIB não causa Crédito	m=n=2	-1,23 (0,11)
	m=n=3	7,79 (0,00)		m=n=3	-1,18 (0,12)
Produto e Depósito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	25,47 (1,00)		m=n=1	-0,14 (0,44)
Depósitos não causam PIB	m=n=2	17,22 (1,00)	PIB não causa Depósitos	m=n=2	0,15 (0,56)
	m=n=3	16,96 (1,00)		m=n=3	0,25 (0,60)
Produto e Soma de Crédito e Depósito Bancário					
Hipótese Nula	Defasagens	Estatística	Hipótese Nula	Defasagens	Estatística
	m=n=1	11,48 (1,00)		m=n=1	0,60 (0,73)
Soma não causa PIB	m=n=2	12,02 (1,00)	PIB não causa Soma	m=n=2	0,87 (0,81)
	m=n=3	19,53 (1,00)		m=n=3	0,77 (0,78)

Nota: P-valor entre parênteses.

Esta mudança de resultados pode ser explicada de acordo com os argumentos apresentados na seção anterior para justificar nossa preferência pelo método de previsão “pós-amostra”.

Conforme mencionado, as regressões auxiliares formadas pela exclusão de uma unidade seccional produzem estimativas para os parâmetros que podem representar incorretamente a verdadeira relação entre sistema financeiro e produto no Brasil, que é o objeto deste estudo. Assim, os erros de previsão que nelas se basearem serão inapropriados para revelar a relação de causalidade (ou não-causalidade) entre os indicadores financeiros e produto no Brasil.

5.4 Uma amostra alternativa de dados

Uma amostra alternativa pode ser proposta para o teste da robustez dos resultados acima. Desta forma, será utilizada um conjunto de dados similar ao trabalhado até aqui, mas com uma periodicidade mensal. Estes dados consideram um painel de dez estados brasileiros, a saber, São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Pernambuco, Ceará e Bahia. O conjunto de unidades analisadas é limitado pela disponibilidade dos dados para avaliar o lado real. Para este propósito, serão utilizados dados de produção industrial mensal do IBGE. Os indicadores financeiros, a não ser pela

periodicidade, são idênticos aos descritos anteriormente. O período amostral compreende os meses entre fevereiro de 1997 e agosto de 2003.

Para os dados mensais, as estimações foram realizadas com mais defasagens temporais, sendo testadas equações com termos regressivos de ordem $m=n=1,2,\dots,6$.

Os resultados mudam consideravelmente quando a análise é feita sobre estes dados¹¹. Em primeiro lugar, a precedência temporal dos indicadores financeiros torna-se menos inequívoca com esta nova amostra, variando de acordo com a metodologia utilizada. O resultado mais importante, porém, é que os dados em maior frequência acabam por revelar uma potencial causalidade do produto para os indicadores financeiros.

Com os dados mensais, tanto os testes de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) quanto os testes de Granger e Huang (1997), dão suporte à hipótese de que o indicador de produto seja um preditor relevante do sistema financeiro. Em nosso entendimento, trata-se de um fenômeno inteiramente ligado à frequência dos dados. A frequência mensal pode não ser baixa o suficiente para validar as justificativas teóricas aludidas na literatura econômica revista neste trabalho. Este ponto já havia sido levantado por Beck e Levine (2001), que desencorajam, por este motivo, o uso de séries de dados mensais ou trimestrais.

Conforme consta nesta literatura, a relação entre desenvolvimento financeiro e econômico está associada a fenômenos de longo prazo, o que parece ser mais bem representado pela amostra de dados anuais. Para amostragens em alta frequência, parece razoável que as condições financeiras reflitam (ou sejam causadas pelo) o comportamento real da economia, explicando a evidência ora reportada.

6. Considerações Finais

O presente trabalho procurou verificar, através de uma análise de painel, a direção da causalidade entre desenvolvimento econômico e indicadores financeiros selecionados para o Brasil. O objetivo foi avaliar o grau de precedência temporal entre os componentes exógenos das variáveis financeiras e de crescimento econômico no Brasil.

Para a realização deste empreendimento, fazemos uso de um procedimento de teste baseado nas metodologias sugeridas por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997).

Dois resultados merecem destaque. Em primeiro lugar, os testes realizados parecem mostrar que os componentes exógenos dos indicadores financeiros são estatisticamente significantes para a determinação do produto no Brasil. Neste sentido, parece haver evidência de que os indicadores financeiros utilizados Granger-causam produto. Este resultado está em linha com a evidência empírica internacional, tal como resumido em King e Levine (1993a, 1993b), e com a literatura nacional, conforme Matos (2002) e Marques Jr. e Porto Jr. (2004).

O segundo resultado a ser mencionado diz respeito à evidência de que a causalidade em sentido contrário, ou seja, o produto Granger-causa sistema financeiro, aparece quando utilizada uma base de dados mensal. Esta inversão de resultados pode ser explicada pela natureza de longo prazo dos fenômenos por trás da relação entre sistema financeiro e produto, como notado por Beck e Levine (2001). Considerando o curto prazo, o sistema financeiro acaba por se tornar um mero reflexo das condições reais da economia.

Um resumo dos resultados obtidos com as diversas metodologias empregadas pode ser consultado, em anexo, na tabela A2. De forma geral, estes indicam precedência temporal dos indicadores financeiros frente à atividade econômica no Brasil.

Estes resultados têm importantes impactos em termos de política econômica. Em primeiro lugar, ficou atestada a correlação positiva e robusta, associando sistema bancário e nível de produto. Além disso, a causalidade encontrada fornece aos formuladores de políticas públicas um novo leque de oportunidades para promover o nível de renda no país. Nesta direção, podem ser tomadas providências que incrementem a atividade bancária no Brasil, como, por exemplo, a promoção da concorrência no setor e a definição de um marco regulatório adequado, com regras claras e críveis.

¹¹ Um sumário com as causalidades para amostra mensal pode ser visto na tabela A2. Os resultados completos podem ser consultados em Rocha (2007).

7. Referências Bibliográficas

- [1] ANDERSON, Theodore W. e HSIAO, Cheng. (1982). “Formulation and estimation of dynamic models using panel data”. Journal of Econometrics. Vol. 18. pp. 47-82.
- [2] ARELLANO, Manuel. (1989). “A note on the Anderson-Hsiao Estimator for panel data”. Economic Letters. Vol. 31. pp. 337-341.
- [3] ARELLANO, Manuel e BOND, Stephen. (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. Review of Economic Studies. Vol. 58. pp. 277-297.
- [4] ARELLANO, Manuel e BOVER, Olympia. (1995). “Another look at the Instrumental-Variable estimation of Error-Component Model”. Journal of Econometrics. Vol 68. pp. 29-52.
- [5] BARRO, Robert e SALA-I-MARTIN, Xavier. (2004). Economic Growth. Segunda Edição. Boston: The MIT Press.
- [6] BECK, Thorsten e LEVINE, Ross. (2001). “Stock markets, banks and growth: Correlation or causality?”. The World Bank. Policy Research Working Paper Series. No. 2670.
- [7] BECK, Thorsten; LEVINE, Ross e LOAYZA, Norman. (2000). “Finance and sources of growth”. Journal of Financial Economics. Vol. 58. pp. 261-300.
- [8] BERNANKE, Ben. (1983). “Non monetary effects of financial crisis in propagation of Great Depression”. American Economic Review. Vol. 73. pp. 257-276.
- [9] BRYANT, John. (1980). “A model of reserves, bank runs and deposit insurance”. Journal of Banking and Finance. pp. 335-44.
- [10] CALDERÓN, César e LIU, Lin. (2002). “The direction of causality between financial development and economic growth”. Central Bank of Chile. Working Paper. No. 184.
- [11] COSSÍO, Fernando A. B. (2001). “Comportamento fiscal dos Governos Estaduais brasileiros: Determinantes políticos e efeitos sobre o bem-estar dos seus Estados”. Finanças Públicas: V Prêmio Tesouro Nacional. Brasília: ESAF. pp. 476-526.
- [12] DAVIDSON, Russell e MACKINNON, James G. (1993). Estimation and Inference in Econometrics. New York: The Oxford University Press.
- [13] DIAMOND, Douglas W. e DYBVIIG, Philip H. (1983). “Bank runs, deposit insurance and liquidity”. Journal of Political Economy. Vol. 91. pp. 401-419.
- [14] FONSECA, Marcos W. e VASCONCELOS, Marcos R. (2002). “Impactos diferenciados da política monetária nas regiões e estados do Brasil”. II Encontro da Associação Brasileira de Estudos Regionais. Anais. São Paulo: ABER.
- [15] FREIXAS, Xavier e ROCHET, Jean-Charles. (1999). Microeconomics of Banking. Cambridge: The MIT Press.
- [16] GEWEKE, John. (1982). “Measurement of linear dependence and feed-back between time series”. Journal of the American Statistical Association. Vol. 79. pp. 304-324.
- [17] GOLDSMITH, Raimond W. (1969). Financial Structure and Development. New Haven. Conn.: Yale University Press.
- [18] GONÇALVES, Antônio Carlos P. (1980). “Crescimento econômico e setor financeiro no Brasil”. Pesquisa e Planejamento Econômico no Brasil. Vol. 10. pp. 955-970.
- [19] GRANGER, Clive W.J. (1969). “Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods”. Econometrica. Vol. 37. pp. 424-438.
- [20] GRANGER, Clive W.J e HUANG, Ling-ling. (1997). “Evaluation of Panel Data Models: Some suggestions from Time Series”. Mimeo. U.C. San Diego.
- [21] GURLEY, John G. e SHAW, Edward. (1955). “Financial aspects of economic development”. American Economic Review. Vol. 45. pp. 515-538.
- [22] HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWEY, Whitney e ROSEN, Harvey S. (1988). “Estimating Vector Autoregressions with panel data”. Econometrica. Vol. 56. pp. 1371-1395.

- [23] JOHANSEN, Sören. (1988). “Statistical analysis of cointegration vectors”. Journal of Economic Dynamic and Control. Vol. 12. pp. 231-254.
- [24] KING, Robert e LEVINE, Ross. (1993a). “Financial intermediation and economic development”. In: C. Mayer e Xavier Vives. (Eds.). Capital Markets and Financial Intermediation. Cambridge: Cambridge University Press.
- [25] KING, Robert e LEVINE, Ross. (1993b). “Finance and growth: Schumpeter might be right”. The Quarterly Journal of Economics. Vol. 108. pp. 717-739.
- [26] LEVINE, Ross. (1997). “Financial development and economic growth: Views and agenda”. Journal of Economic Literature. Vol. 35. pp. 688-726.
- [27] _____. (2004). “Finance and growth: Theory and evidence”. National Bureau of Economic Research – NBER. NBER Working Paper. No. 10766.
- [28] LEVINE, Ross; LOAYZA, Norman e BECK, Thorsten. (2000). “Financial intermediation and growth: Causality and causes”. Journal of Monetary Economics. Vol. 46. pp. 31-77.
- [29] LUCAS, Robert E. Jr. (1988). “On the mechanism of economic development”. Journal of Monetary Economics. Vol. 22. pp. 3-42.
- [30] MARQUES JR., Túlio E. e PORTO JR., Sabino S. (2004). “Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil – Uma avaliação econométrica”. PPGE/UFRGS. Trabalho para Discussão. No. 11.
- [31] MATOS, Orlando C. (2002). “Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidência de causalidade”. Banco Central do Brasil. Trabalho para Discussão. No. 49.
- [32] RAJAN, Raghuram G. e ZINGALES, Luigi. (1998). “Financial dependence and growth”. American Economic Review. Vol. 88. pp. 559-586.
- [33] ROCHA, Bruno de Paula. (2007). “Ensaio sobre economia bancária e política monetária no Brasil em uma abordagem regionalizada”. Tese de Doutorado. IPE/FEA/USP, São Paulo.
- [34] ROMER, Paul. (1986). “Increasing returns and long-run growth”. Journal of Political Economy. Vol. 94. pp. 1002-1037.
- [35] SANCHES, Fábio A. M.; ROCHA, Bruno de Paula. e SILVA, José Carlos D. (2006). “Estimating a theoretical model of state banking competition using a dynamic panel: The Brazilian case”. Anais. Latin American, Caribbean Economic Association, LACEA – 11th Annual Meeting. Cidade do México, México: LACEA.
- [36] SARGAN, J. Denis. (1958) “The estimation of economic relationships using Instrumental Variables”. Econometrica. Vol. 26. pp. 393-415.
- [37] SOLOW, Robert. (1956). “A contribution to the theory of economic growth”. Quarterly Journal of Economics. Vol. 70. pp. 65-74.
- [38] STIGLITZ, Joseph E. e WEISS, Andrew. (1981). “Credit rationing with imperfect information”. American Economic Review. Vol. 71. pp. 393-410.
- [39] WEINHOLD, Diana e REIS, Eustáquio. (1999). “Model of evaluation and causality testing in short panels: The case of infrastructure provision and population growth in Brazilian Amazon”. Mimeo.
- [40] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002). Econometrics Analysis of Cross-Sections and Panel Data. Cambridge, MA: The MIT Press.
- [41] ZARA, Thaís M. (2006). Desenvolvimento Financeiro, Crescimento e Desigualdade nos Estados Brasileiros. Dissertação de Mestrado. IPE/FEA/USP, São Paulo.

8. Anexo

Tabela A1
Teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)

Produto e Crédito Bancário						
Hipótese Nula	Estatística de Wald					
	m=n=1	m=n=2	m=n=3	m=n=4	m=n=5	m=n=6
Crédito não causa	1,68	12,83	11,95	4,56	73,47	319,92
Produto	(0,19)	(0,00)	(0,00)	(0,33)	(0,00)	(0,00)
Produto não causa	9,79	11,02	32,71	39,60	127,70	157,6
Crédito	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Produto e Depósitos Bancários						
Hipótese Nula	Estatística de Wald					
	m=n=1	m=n=2	m=n=3	m=n=4	m=n=5	m=n=6
Depósitos não causam	0,02	10,40	15,07	6,45	16,29	15,98
Produto	(0,88)	(0,00)	(0,00)	(0,17)	(0,01)	(0,01)
Produto não causa	8,66	14,56	36,30	31,69	40,43	86,43
Depósitos	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Produto e soma de Crédito e Depósitos Bancários						
Hipótese Nula	Estatística de Wald					
	m=n=1	m=n=2	m=n=3	m=n=4	m=n=5	m=n=6
Soma não causa Produto	1,30	14,18	25,54	5,79	40,50	41,90
	(0,25)	(0,00)	(0,00)	(0,21)	(0,00)	(0,00)
Produto não causa Soma	0,15	0,14	52,52	437,64	1619,60	417,14
	(0,69)	(0,93)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Nota: P-valor entre parênteses.

Tabela A2
Resumo: causalidade entre os indicadores financeiros e produto

Crédito Bancário		
Teste Utilizado	Frequência Amostral	
	Anual	Mensal
Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)	⇒	↔
Granger e Huang (1997), “pós-amostra”	⇒	⇒
Granger e Huang (1997), “fora da amostra”	⇓	⇓
Depósitos Bancários		
Teste Utilizado	Frequência Amostral	
	Anual	Mensal
Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)	⇒	↔
Granger e Huang (1997), “pós-amostra”	⇒	⇐
Granger e Huang (1997), “fora da amostra”	⇓	⇒
Soma de Depósitos Bancários e Crédito Bancário		
Teste Utilizado	Frequência Amostral	
	Anual	Mensal
Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988)	⇒	↔
Granger e Huang (1997), “pós-amostra”	⇒	⇓
Granger e Huang (1997), “fora da amostra”	⇓	⇓

Nota: ⇒ Indicador financeiro *Granger-causa* produto e produto não *Granger-causa* indicador financeiro. ⇐ Produto *Granger-causa* indicador financeiro e indicador financeiro não *Granger-causa* produto. ↔ Indicador financeiro *Granger-causa* produto e produto *Granger-causa* indicador financeiro. ⇓ Indicador financeiro não *Granger-causa* produto e produto não *Granger-causa* indicador financeiro.