

## A ESTRUTURA DA DEMANDA DE CRÉDITO RURAL: UMA ANÁLISE PRELIMINAR DE SÉRIES TEMPORAIS<sup>1</sup>

SÉRGIO ALBERTO BRANDT<sup>2</sup>, JOSÉ RÉGIS DE AZEVEDO VARÃO<sup>3</sup>,  
JOSÉ AUGUSTO SILVA DE OLIVEIRA<sup>4</sup> e  
JUBERT SANCHES CIBANTOS<sup>5</sup>

**RESUMO** - A motivação desta Nota tem origem no interesse de se conhecer os efeitos da elevação da taxa de juros reais e de outros fatores sobre a demanda agregada de crédito rural. Faz-se uma tentativa preliminar de quantificação dos efeitos de uma série de variáveis sobre a demanda de crédito do setor agropecuário. Usa-se o modelo de firma típica e procedimento econométrico ortodoxo para análise de séries temporais (1960-80). Discutem-se os efeitos dos principais fatores que afetam a procura derivada de crédito rural e fazem-se inferências para política.

**Termos para indexação:** crédito rural, demanda derivada, modelo econométrico, séries temporais.

### NOTE ON FARM CREDIT DEMAND ELASTICITY

**ABSTRACT** - The motivation for this Note is provided by the interest being expressed on the effects of rising real interest rates and other variables on the level of aggregate farm credit demand. An attempt is made to quantify the effects of a number of variables on the farm credit demand. An average farm firm approach and a time series (1960-80) econometric model are used. The effects of the major factors affecting the farm credit demand are discussed and policy implications are drawn.

**Index terms:** farm credit, derived demand, econometric model, time series analysis.

### INTRODUÇÃO

Os poucos estudos já realizados no País sobre demanda de crédito rural se restringiram a microrregiões ou municípios específicos e se ba-

---

<sup>1</sup> Recebido em 14 de dezembro de 1983.

    Aceito para publicação em 09 de março de 1984.

<sup>2</sup> Eng.<sup>o</sup> Agr.<sup>o</sup>, Ph.D., Professor Titular do Departamento de Economia Rural da UFV, CEP 36570 - Viçosa, MG.

<sup>3</sup> Economista, M.S., Técnico do Banco Central do Brasil, SHC-AOS, Q. 6, Bl. C - Apt.<sup>o</sup> 102 - Brasília, DF.

<sup>4</sup> Eng.<sup>o</sup> Agr.<sup>o</sup>, M.S., Professor Assistente da UEMA, DER/CCA/UFV, CEP 36570 Viçosa, MG.

<sup>5</sup> Eng.<sup>o</sup> Agr.<sup>o</sup>, L.D., Doutor, Professor Titular da UNESP, Departamento de Economia Rural, Faculdade de Engenharia, CEP 15378 - Ilha Solteira, SP.

searam em dados de cortes seccionais (Cidade de Araújo, 1971 e Pinazza et alii, 1979). Acredita-se que uma área promissora para pesquisa adicional seja a da análise do mercado de crédito rural num contexto mais agregado (Péres, 1976). Isto pode ser feito por meio do emprego das séries temporais (1960-80) atualmente disponíveis, para o País como um todo. As vantagens deste procedimento são evidentes. Em primeiro lugar, obtém-se uma perspectiva mais ampla para avaliação dos resultados de pesquisas realizadas em mercados bem mais restritos. Além disso, os estudos do mercado global podem mostrar como este mercado responde aos estímulos econômicos. Com base nestes argumentos considera-se oportuna a análise da demanda derivada de crédito rural para o País como um todo.

É razoável admitir-se que a retirada gradual dos subsídios ao crédito rural, iniciada em 1981, exerça algum impacto sobre o uso de capital externo pela firma agrícola. O conhecimento empírico das relações estruturais de demanda de crédito rural é de interesse para avaliação dos impactos desta mudança, bem como para o dimensionamento das novas exigências orçamentárias, e da transferência de recursos, que se processam por meio do subsídio.

Os objetivos específicos desta Nota são os de identificar, de modo preliminar, os principais determinantes da demanda agregada de crédito rural institucional (CRI), avaliar a natureza e a magnitude do efeito de cada um destes fatores sobre a demanda agregada de CRI, e desenvolver inferências políticas indicativas, com base nos resultados obtidos.

#### METODOLOGIA

O crédito rural pode ser interpretado como um fator de produção externo à firma agrícola. De acordo com a teoria microeconômica, a demanda de fator de dada firma é homogênea de grau um em produto e homogênea de grau zero em preços de fatores. Isto é, dobrando-se todos os preços de fatores e mantendo-se constante o nível de produto, os níveis de uso dos fatores não se alteram. Dobrando-se o nível de uso de todos os fatores dobra-se o nível de produto. Estas condições de homogeneidade são necessárias, uma vez que o nível de produto ( $y_t$ ) é argumento da função de demanda de fator:

$$x_{1t} = y_t f(p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}) \quad (1)$$

associada à função de produção agregada  $y_t = F(x_{it})$ , onde  $x_{it}$

( $i = 1, 2, \dots, n$ ) é o nível de uso do  $i$ -ésimo fator, no período  $t$ ; e  $P_{it}$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) indica preço do  $i$ -ésimo fator de produção (Henderson e Quandt, 1973).

O modelo empírico de demanda de CRI considera também a disponibilidade de dados apropriados de séries temporais:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 p_{1t} + \beta_2 p_{2t} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 x_{t-1} + \beta_5 i_t + e_t \quad (2)$$

na qual  $\beta_0$  é o intercepto;  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 5$ ) são coeficientes de regressão parcial;  $e_t$  é um termo de erro aleatório que, por pressuposição, é normal, idêntica e independentemente distribuído, com média zero e variância constante;  $x_t$  é o volume real demandado de CRI, no ano  $t$ , expresso em Cr\$  $10^9$  de 1977;  $p_{1t}$  é a taxa média de juros reais de CRI, no ano  $t$ , expressa em fração de cem, isto é, em cruzeiros, por cem cruzeiros de saldo de CRI, por ano;  $p_{2t}$  é um índice de preços reais de fatores de produção pagos pelos produtores rurais, no ano  $t$ , tendo como base 1977 = 100;  $y_{t-1}$  é o produto real do setor agropecuário, no ano  $t-1$ , expresso em Cr\$  $10^9$  de 1977;  $x_{t-1}$  é igual a  $x_t$ , tomada com retardamento de um ano; e  $i_t$  é a taxa de inflação, expressa em porcentagem, por ano.

Dada a especificação linear nos números naturais dos valores observados de (2), a estimativa de  $\beta_1$  permite a obtenção de elasticidades-preço variáveis da demanda de CRI e as outras variáveis são interpretadas como deslocadores da demanda agregada de CRI. Dos valores dos coeficientes destas variáveis são obtidas as elasticidades de demanda de CRI, em relação a estes deslocadores. A taxa de inflação também é incluída explicitamente no modelo de demanda de CRI com a esperança de captar os efeitos de mudanças na demanda especulativa de crédito, sobre a demanda agregada de CRI. Com base na teoria da firma e na observação participante formulam-se as seguintes hipóteses sobre os sinais de  $\beta_i$  ( $i=1, 2, 3, 5$ );  $\beta_1 < 0$ ;  $\beta_2 > 0$ ;  $\beta_3 > 0$ ; e  $\beta_5 > 0$ .

O modelo representado em (2) é um modelo uniequacional. Pressupõe-se que todas as variáveis explicativas sejam exógenas. Reconhece-se que este pode não ser o caso, especialmente em se tratando das variáveis  $p_{2t}$  e  $x_t$ , que podem ser determinadas conjuntamente (Freire, 1980). Contudo, a não disponibilidade de dados de séries temporais (ST), sobre outras variáveis que afetam  $p_{2t}$  e  $x_t$ , exclui, no momento, a possibilidade de exame mais completo desta pressuposição. É possível, portanto, que as estimativas ora obtidas apresentem algum viés decorrente de simultaneidade na determinação de  $x_t$  e  $p_{2t}$  (Santos, 1982 e Saylor

et alii, 1975).

Uma variação do modelo estático de demanda de CRI, considerada neste estudo, envolve inclusão de uma variável endógena ( $x_{t-1}$ ) tomada com retardamento, admitindo-se que a demanda de CRI não se ajusta instantaneamente, dadas certas restrições de natureza psicológica, institucional e tecnológica ( $H_0 : 0 \leq \beta_4 < 1$ ).

Tanto a equação básica (2) como suas alternativas, que envolvem a omissão de  $y_{t-1}$  e  $p_{2t}$ , são ajustadas por mínimos quadrados ordinários, sob as pressuposições usuais.

Espera-se, em virtude do efeito de substituição de fatores, que  $x_t$  seja função decrescente de  $p_{1t}$  e função crescente de  $p_{2t}$ . Na medida em que  $x_t$  seja um "fator normal", espera-se também que o volume demandado de CRI seja função crescente de  $y_{t-1}$ . A relação esperada entre demanda de CRI e taxa de inflação deve ser de natureza direta, uma vez que esta é considerada deslocadora da curva de demanda de CRI, ao estimular usos não agrícolas, adicionais, de CRI (Mata, 1982; Sayad, 1982; Rezende, 1981).

O efeito de expectativas inflacionárias sobre a demanda de crédito agrícola é descrito, com riqueza de minúcias, por Ladman e Tinnemeier, 1981. Visto que o capital monetário é fungível, o CRI pode ser obtido, ostensivamente, com objetivos agrícolas, mas desviado para outras atividades, como investimento ou consumo. Isto dá origem à chamada "ilusão agrícola", que é a situação na qual os empréstimos são aparentemente destinados à agricultura mas, na realidade, se destinam a outros setores. Isto tenderia a ocorrer principalmente, entre empresários que têm múltiplos conhecimentos e ocupações. Para dada taxa corrente de juros reais, maior taxa esperada de inflação resulta em menor taxa esperada de juros reais, e vice-versa. Os demandantes de CRI desejarão obter volumes de CRI,  $x_t^a$  e  $x_t^n$ , para aplicações no setor agrícola e para prática de "ilusão agrícola", respectivamente, para dado nível de expectativa inflacionária. Portanto, a inclusão explícita da variável  $i_t$  no modelo de demanda de CRI permitiria isolar a relação pura de demanda de crédito para aplicação no setor agrícola.

Os dados básicos usados no estudo são séries temporais (1960-80) de volume real demandado (saldo devedor ou estoque) de CRI no País, taxa média real de juros de CRI para o País, índice de preços de insumos pagos pelos produtores rurais (Estado de São Paulo), produto real do setor agropecuário do País e índice geral de preços do País (Banco Central do Brasil, 1982; Instituto de Economia Agrícola, 1982; Fundação Getúlio Vargas, 1982).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Um dos problemas mais sérios de ordem econométrica, encontrado nesta análise da demanda de CRI é o de multicolineariedade. Os coeficientes de correlação simples entre as variáveis  $y_t$ ,  $x_{t-1}$  e  $i_t$  são bastante elevados ( $r_{ij} > 0,98$ ). Na presença de multicolineariedade os estimadores não são eficientes mas são coerentes ou consistentes (Tabela 1). Note-se também que, nos casos dos modelos (Ia) e (Ic), que incluem variável endógena defasada, os estimadores de MQO são consistentes e eficientes, mas são viesados.

**TABELA 1. Estimativas dos parâmetros das equações lineares de demanda agregada de crédito rural institucional, Brasil, 1960-80<sup>a</sup>**

| Variável<br>Explicativa  | Sinal esperado do<br>Coeficiente | Modelo               |                      |                      |
|--------------------------|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                          |                                  | (Ia)                 | (Ib)                 | (Ic)                 |
| $P_{1t}$                 | -                                | -2,4113*<br>(0,9403) | -0,1025<br>(0,0252)  | -0,7287<br>(0,2678)  |
| $P_{2t}$                 | +                                | 0,7806**<br>(2,1504) | 0,0513*<br>(1,7843)  | ...<br>...           |
| $y_{t-1}$                | +                                | ...<br>...           | 0,6460**<br>(4,6710) | 0,1188<br>(0,6905)   |
| $i_t$                    | +                                | -3,5558*<br>(1,2144) | -2,0695<br>(0,4383)  | -1,6275<br>(0,5236)  |
| $x_{t-1}$                | +                                | 0,9246**<br>(8,9854) | ...<br>...           | 0,9260**<br>(4,7366) |
| Intercepto ( $\beta_0$ ) |                                  | 239,2805             | -40,9884             | 102,0930             |
| EPE                      |                                  | 16,2567              | 26,2144              | 18,2697              |
| $\bar{R}^2$              |                                  | 0,946                | 0,860                | 0,932                |
| h (dw)                   |                                  | -0,758               | (1,538)              | 1,271                |

Fontes: Dados básicos do Banco Central do Brasil, 1982; Instituto de Economia Agrícola, 1982; Fundação Getúlio Vargas, 1982.

(a) Valores entre parêntesis são estatísticas t de Student; um e dois asteriscos indicam significância, aos níveis de 0,10 e 0,20 de probabilidade, respectivamente (testes unilaterais); h é a estatística de Durbin; EPE é a estimativa do desvio-padrão do erro; e dw é a estatística de Durbin-Watson

O grau de ajuste das quatro equações alternativas é bastante alto ( $\bar{R}^2 \geq 86\%$ ), mas lembra-se que este resultado era esperado, uma vez que as variáveis são expressas em seus valores absolutos e não nas primeiras diferenças destes valores. Em todas as equações, os coeficientes das variáveis  $p_{1t}$ ,  $p_{2t}$ ,  $y_{t-1}$  e  $x_{t-1}$  têm os sinais esperados. Em nenhuma das equações, entretanto, o sinal do coeficiente de  $i_t$  é coerente com a expectativa a priori.

Na equação (1a) todos os coeficientes de regressão parcial são significantes, pelo menos ao nível de 0,20 de probabilidade, e a estatística h de Durbin não indica ocorrência de problemas sérios de correlação serial (de primeira ordem) nos resíduos. Lembra-se, contudo, que este teste pode não ser aplicável, no presente estudo, em que se tem amostra de tamanho reduzido.

A elasticidade de ajuste da demanda de crédito, calculada nas médias das variáveis, é igual a 0,17, indicando que apenas 17% do desequilíbrio, entre volume "desejado" e volume observado demandado de CRI são eliminados no período de um ano. O baixo valor da elasticidade de ajuste sugere a ocorrência de fortes restrições e incertezas para os tomadores de CRI.

A elasticidade-preço da demanda de CRI, calculada nas médias de  $p_{1t}$  e  $x_t$  para o curto prazo, é igual a -2,22. Para o longo prazo, a elasticidade-preço desta demanda é igual a -13,05. Estas estimativas devem ser consideradas com a devida cautela, uma vez que o coeficiente de regressão de  $p_{1t}$  é menor que o respectivo erro-padrão. Para os prazos curto e longo, sugere-se preliminarmente que a demanda agregada de crédito rural é altamente preço-elástica. Estes resultados não apoiam as evidências disponíveis, obtidas de cortes seccionais, de Araujo, 1971, Pares, 1976 e Pinazza *et alii*, 1979, as quais indicaram que a demanda de CRI era muito pouco sensível a variações na taxa de juros reais pagos pelos agricultores ( $n_p$  variando entre -0,295 e -0,084). Esta evidência sugere que reduções nos níveis de subsídio e, portanto, acréscimos nas taxas de juros reais, tendem a resultar em reduções, mais que proporcionais, no montante real de CRI demandado pelos agricultores. No período coberto pela análise, as taxas de juros reais foram sempre negativas. Em média, a taxa de juros real foi da ordem de -11,17% ao ano (Mata, 1982). Indica-se, preliminarmente, que a eliminação deste subsídio (unitário) resultaria em redução, no curto prazo, da ordem de 25% no volume real demandado de CRI. É evidente que esta previsão tem caráter apenas indicativo, uma vez que é feita para valores situados fora da amplitude observada dos dados.

As elasticidades cruzadas da demanda de CRI, em relação a preços de outros insumos, calculados nas médias das variáveis ( $p_{2t}$  e  $x_t$ ), são iguais a 0,81 e 4,76, nos prazos curto e longo, respectivamente. Isto sugere, preliminarmente, que a procura de CRI seria relativamente sensível a variações em preços reais de insumos usados pelos agricultores, no curto prazo, e seria altamente sensível a variações nestes preços, no longo prazo. O sinal positivo do coeficiente de  $p_{2t}$  é coerente com a expectativa a priori. Vale lembrar que o índice de preços de insumos pagos pelos agricultores é um agregado de preços, tanto de serviços de terra e trabalho, como de insumos modernos. Estudo anterior mostrou que, para o setor agrícola do País, capital e terra e capital e trabalho eram fatores substitutos entre si (Dias et alii, 1982). Naquele estudo, os autores estimaram elasticidades-cruzadas da demanda agrícola de capital, em relação a preços de serviços de terra, variando entre 0,56 e 0,59. As elasticidades-cruzadas de demanda de capital, em relação a preços de serviços de trabalho, variaram em torno de 0,64.

Outro fator importante na determinação do montante demandado de CRI é o nível do produto agropecuário, nesta Nota indicado pelo produto real agregado do setor. Não foi possível, entretanto, obter estimativa da elasticidade-produto da demanda de CRI, com base no modelo (Ia) selecionado. Também, a evidência empírica referente ao efeito de mudança na taxa de inflação, obtida nesta Nota, não apoia a expectativa a priori e é algo surpreendente. Novas pesquisas deveriam explorar estes dois problemas. É possível, por exemplo, que a dificuldade, enfrentada pelos agricultores, de prever a taxa de inflação, esteja envolvida na explicação dos resultados contraditórios ora obtidos.

### CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Uma das principais críticas à política de CRI é a de que taxas reais de juros negativas teriam gerado demanda desproporcionalmente elevada de capital externo, pelas empresas rurais. Os resultados da presente Nota, contradizendo aliás a evidência obtida em pesquisas anteriores, conduzidas a nível microrregional, apoiam esta crítica. A demanda agregada de CRI, tanto no curto como no longo prazo, parece ser altamente preço-elástica.

Os preços de terra, trabalho e insumos agrícolas de origem industrial têm sido, nos três últimos lustros, mantidos em níveis relativamente elevados, quando comparados com os que prevaleceriam na ausência de expectativas inflacionárias altas, garantia de salário mínimo e benefícios sociais para os trabalhadores rurais, e políticas de reserva de mercado

para a indústria nacional de insumos modernos. A evidência empírica obtida nesta Nota sugere, preliminarmente, que, em conjunto, estas distorções nos mercados de fatores de produção agrícola podem ter contribuído, de algum modo, para expansão da demanda agregada de CRI. Reconhece-se que a própria política de CRI pode também estar contribuindo para elevação dos preços reais dos fatores de produção, mas não foi possível, com base no modelo usado e nos dados disponíveis, analisar estes efeitos de retroalimentação.

As advertências usuais devem ser feitas aos possíveis usuários dos resultados apresentados nesta Nota. Lembra-se principalmente a simplicidade do modelo empregado, ditado pela disponibilidade de dados e pelo caráter apenas exploratório da Nota. É provável que uma análise mais ampla, envolvendo um sistema multiequacional, seja mais realista, em se tratando de análise de demanda de CRI. Além disso, sugere-se que futura pesquisa nesta área se concentre na demanda de CRI, desagregada segundo os tipos de crédito-custeio, investimento e comercialização - oferecidos aos empresários. Esta classe de pesquisa deverá fornecer elementos valiosos aos executores da política de crédito agrícola.

#### AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem as sugestões e críticas oferecidas por P. F. Cidade de Araujo e por dois revisores anônimos. Como é de praxe, entretanto, os autores assumem inteira responsabilidade por erros e omissões porventura remanescentes.

#### REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim do Banco Central do Brasil*. Brasília, 1967-82.

CIDADE DE ARAUJO, P. F. Demanda de crédito rural em Itapetininga-Guaratá, Estado de São Paulo. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 3(3):50-64, 1971

DIAS, R. S.; BRANDT, S. A.; FONTES, R. M. O. Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 4. Anais. Águas de São Pedro, 1982. p. 187-201.



- FREIRE, J. M. O efeito do crédito rural e de taxas de juros associado à mudança de tecnologia na renda líquida nas pequenas empresas rurais, Cruzeiro do Sul, RS. Porto Alegre, IEPE, 1980. 85p. Tese M.S.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, 1961-82
- HENDERSON, J. M. & QUANDT, R. E. *Teoria microeconômica*. Barcelona, Ariel, 1973. 499p.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. *Banco de Dados*. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1982.
- LADMAN, J. R. & TINNEMEIER, R. L. The political economy of agricultural credit: the case of Bolívia. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 63(1):66-72, 1981.
- MATA, M. Crédito rural: caracterização do sistema e estimativas dos subsídios implícitos. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 36(3):215-45, 1982.
- PERES, F. C. *Derived demand for credit under conditions of risk*. Columbus, Ohio State University, 1976. Tese Ph. D.
- PINAZZA L. A.; ENGLER J. J. C.; PERES F. C. Demanda por crédito na Divisão Regional Agrícola de Campinas. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 17(4):69-84, 1979.
- REZENDE, G. C. A política de crédito agrícola e sua eficácia. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, 35(5):88-90, 1981.
- SANTOS, M. L. M. Agricultura: um ensaio sobre a relação de causa e efeito do subsídio ao crédito rural e a necessidade de redirecioná-lo. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 20(1):101-26, 1982.
- SAYAD, J. Estratégias de transição para reforma do crédito rural. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 20(1):127-44, 1982.
- SAYLOR, R. G.; CIDADE DE ARAUJO, P. F.; NEVES, E. M. Crédito e agricultura de subsistência. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 13(1):121-36, 1975.