

INSTABILIDADE DE EXPORTAÇÃO E CRESCIMENTO AGRÍCOLA¹

M. SOCORRO DE QUEIROZ² e S. ALBERTO BRANDT³

RESUMO - O objetivo desta pesquisa é o de medir os efeitos da instabilidade da receita cambial de produtos agrícolas sobre o crescimento do setor agrícola do País. A instabilidade da receita cambial é medida em termos de variabilidade da receita cambial transitória e o crescimento agrícola é avaliado pela taxa de crescimento da área cultivada. Os dados usados são séries temporais (1954/78) e o método de estimação é o de MQO. Os resultados obtidos indicam relação direta e significativa entre as duas variáveis, como se esperava, de acordo com a teoria da renda permanente de Friedman (1957).

Termos para indexação: comércio externo, receita cambial, crescimento agrícola, teoria da renda permanente.

INSTABILITY OF EXPORTS AND AGRICULTURAL GROWTH

ABSTRACT - The objective of this study is to measure the effects of changes in agricultural export earnings on the rate of growth of the Brazilian farm sector. Export earnings instability is measured in terms of transitory income variability and farm growth is evaluated by means of acreage growth rates. Time series data (1954/78) and OLS are used in the statistical analysis. The results indicate a direct and significant relationship between the two variables, as expected according to Friedman's (1957) permanent income theory.

Index terms: foreign trade, foreign exchange earnings, agricultural growth, permanent income hypothesis.

IMPORTÂNCIA E OBJETIVOS

As conseqüências internas da instabilidade da receita cambial, principalmente no período subsequente à Segunda Guerra Mundial, têm-se destacado entre os temas de maior interesse no debate econômico. Maior atenção, nesse sentido, tem sido dirigida ao grupo de países em desenvolvimento, considerando a maior vulnerabilidade da sua economia interna às mudanças nas relações comerciais com o Exterior.

¹ Recebido em 11 de fevereiro de 1982.

Aceito para publicação em 21 de junho de 1982.

² Econ., M.S., Professor-Assistente da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Departamento de Economia, CEP 59600 - Mossoró, RN.

³ Eng.^o - Agr.^o, Ph.D., Professor-Titular da Universidade Federal de Viçosa, CEP 36570 - Viçosa, MG.

A discussão acerca da relação esperada entre flutuações da receita cambial e taxa de crescimento econômico tem gerado ampla e prolongada controvérsia. Os estudos realizados para elucidar essa questão, até o momento, apresentam resultados contraditórios ou inconclusivos (Coppock 1962, Erb & Schiavo-Campo 1969, Glezakos 1973, Mac Bean 1966 e Reynolds 1963).

A hipótese geralmente mantida sobre a relação entre instabilidade da receita cambial e nível de expansão da economia, nos países em desenvolvimento, é que a instabilidade, por meio do mecanismo de transmissão de incertezas, produz efeitos prejudiciais ao crescimento (Knudsen & Yotopoulos 1976).

No entanto, de acordo com a teoria da renda permanente, de Friedman (1957), postula-se que incertezas desse tipo podem contribuir para a elevação das taxas de investimento e crescimento, de modo que a relação presumida é que a instabilidade da receita cambial afeta diretamente a taxa e nível de crescimento econômico. O argumento da renda permanente é que a instabilidade da receita gera instabilidade da renda que, por sua vez, induz maior propensão à poupança, visto que são necessárias maiores reservas para manutenção de níveis de consumo permanente nos períodos de queda no nível da receita. Pressupondo a existência de intermediários financeiros adequados, espera-se que os fluxos eventuais da receita cambial resultem em maiores taxas de poupança e, por meio destas, em maiores taxas de investimento e crescimento. Os resultados de recentes pesquisas, realizadas em outros países, foram coerentes com a teoria de Friedman (1957) (Knudsen & Yotopoulos 1976 e Lim 1980).

O objetivo geral deste estudo é o de mensurar os efeitos da instabilidade da receita cambial de produtos agrícolas sobre o crescimento do setor agrícola do País. De modo específico, objetivou-se testar a hipótese de relação direta entre instabilidade da receita cambial transitória e taxa de investimento na agricultura brasileira. Deve-se esclarecer que a hipótese a ser testada não é incoerente com a observação empírica de que os agricultores não são neutros em relação ao risco.

Os produtos considerados na pesquisa representam cerca de 61% da receita cambial agregada do País, no período de 1954-78. Esses produtos são: café, açúcar, algodão, cacau, soja, fumo, laranja, amendoim, banana, mamona, milho e arroz.

A taxa de crescimento da área cultivada com esses produtos é usada como indicador da taxa de investimento em capital produtivo.

MATERIAL E MÉTODOS

O período considerado na análise foi o de 1954-78 e os dados utilizados são séries temporais de receita cambial observada real e área cultivada de doze produtos agrícolas, publicados pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e pela Secretaria de Planejamento e Orçamento do Ministério da Agricultura (Fundação IBGE 1951-79 e Brasil 1976). Os doze produtos selecionados foram os mais importantes da pauta de exportação agrícola, no período considerado.

O grau de instabilidade da receita de exportação é convencionalmente medido por meio de dados de séries temporais, em termos de desvios em relação a um nível observado de receita cambial, definido com a média de uma série de anos ou de uma linha de tendência.

As medidas usuais de instabilidade são as seguintes:

- a. coeficiente de variação, que tende a superestimar o grau de instabilidade das séries econômicas, pois estas geralmente apresentam tendência temporal;
- b. índice Massel (1970), Yotopoulos & Nugent (1976) e UNCTAD (1976), que apresentam uma incorporação geral, pois não empregam o divisor mais aceitável ($n - 2$), que seria o número de graus de liberdade, no caso da regressão simples (Massel 1970, UNCTAD 1976 e Yotopoulos & Nugent 1976); e
- c. índices de Coppock (1962) e de Lin & Ho (1979), que são índices da variância logarítmica e que, apesar de sua aparência de complexidade, são influenciados pela escolha do primeiro e do último ano da série, e no caso de séries curtas tornam-se, praticamente, medidas aleatórias de instabilidade (Coppock 1962 e Lin & Ho 1979).

A deficiência analítica generalizada destes índices é a de que eles são medidas *ad hoc* razoáveis, mas desprovidas de qualquer fundamento teórico, seja ele estatístico ou econômico.

Duggan (1979) mostrou que os índices anteriormente citados tendem a superestimar o grau de instabilidade das séries econômicas, uma vez que estas, geralmente, apresentam autocorrelação residual. A proposição de Duggan (1979) é a de empregar o princípio de variabilidade inerente, isto é, um modelo auto-regressivo em que, *a fortiori*, os resíduos não são autocorrelacionados. A vantagem do método de Duggan sobre os outros métodos mencionados é que, com o emprego do modelo temporal do tipo ARMA (**autoregressive moving average**), a instabilidade não é superestimada, uma vez que considera explicitamente os componentes sistemáticos e previsíveis (tendência, ciclo etc.) das séries.

Neste estudo emprega-se o método proposto por Knudsen & Yotopoulos (1976), no qual a instabilidade é medida com termos dos desvios em relação a um nível de receita cambial esperada. Especificamente, o índice de instabilidade da receita cambial transitória considera explicitamente a variabilidade inerente, incorporando a informação preditiva relevante contida na história passada das séries, além de se basear na teoria econômica da renda permanente de Friedman (1957).

O índice de instabilidade da receita cambial transitória (I_e) segue a especificação do modelo de renda transitória e consiste, basicamente, na soma de quadrados dos componentes transitórios da receita cambial ($R_t - R_t^*$), modificada pelos respectivos componentes da renda permanente:

$$I_e = \frac{1}{n} \sqrt{\sum_{t=1}^n \frac{(R_t - R_t^*)^2}{(R_t^*)^2}} \quad (I)$$

em que n é o número de observações ($t = 1, 2, \dots, n$); R_t é a receita cambial observada, medida em termos reais; R_t^* é a receita cambial esperada (isto é, o componente permanente da receita), que é uma variável não observada.

A especificação empírica da receita cambial esperada pode ser desenvolvida num modelo koyck-nerloviano de expectativas adaptadas que inclui erro nas variáveis (Barbosa & Waizbort 1979).

$$R_t^* = R_{t-1}^* + \alpha(R_t - R_{t-1}^*); 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (II)$$

$$R_t = R_t^* + e_t$$

em que e_t é o componente transitório da receita cambial; α é o coeficiente de expectativas adaptadas; t é um índice de tempo; os outros termos foram definidos anteriormente.

Nessa formulação da receita cambial esperada, se $\alpha = 0$, não há relação entre o componente permanente e a receita observada, isto é, R_t^* é determinada integralmente por expectativas passadas. Se $\alpha = 1$, tem-se que $R_t^* = R_t$ e o componente transitório $e_t = 0$. Valores intermediários de α são mais plausíveis e indicam a ocorrência de um processo de aprendizagem, com a observação dos desvios ($R_t^* - R_t$), e de ajustamento das expectativas de modo coerente com este aprendizado (Barbosa & Waizbort 1979, Koyck 1954 e Nerlove 1958).

A equação (II) implica que as receitas esperadas assumem a forma de retardamento geometricamente decrescente, como função das receitas presentes e passadas.

Nesta pesquisa, a receita cambial esperada (R_t^*) foi calculada de acordo com o modelo empregado, por exemplo, por Tweeten (1967), que corresponde à especificação proposta por Fisher (1962). Segundo esse modelo de expectativas, a receita esperada é expressa como função de uma média decrescente da receita observada (R_t) em três períodos de tempo, e a metade do impacto de R sobre R^* é sentida no primeiro período (t):

$$R_t^* = 0,50R_t + 0,33R_{t-1} + 0,17R_{t-2} \quad (III)$$

em que o somatório dos coeficientes é igual à unidade e mantém-se a pressuposição de que R_t^* seja uma função geometricamente decrescente das receitas observadas correntes e passadas, uma vez que a magnitude do coeficiente de expectativas situa-se entre zero e a unidade. A formulação de Fisher (1962) é coerente com uma série de hipóteses acerca do processo de formação de expectativas, tais como a "extrapolativa" de Modigliani & Sutch (1966), a "adaptativa" de Nerlove (1958) e a "racional" de Nuth (1961).

A hipótese central da pesquisa é de que a instabilidade da receita cambial afeta diretamente a propensão marginal ao investimento. Em termos mais precisos, testa-se a hipótese de relação direta entre a taxa de crescimento da área cultivada (a_t) e índice de instabilidade da receita cambial transitória (I_e). Com base nessa hipótese, usa-se a área de terra cultivada como "proxy" de investimentos de capital na agricultura.

Prefere-se utilizar a área cultivada (A_t) como indicador de investimentos na agricultura, testando diretamente a hipótese de que o grau de instabilidade da receita cambial transitória afeta a taxa de investimento no setor agrícola. Esse teste direto serve também como teste indireto da hipótese de que a instabilidade da receita cambial transitória afeta diretamente o produto do setor agrícola, caso se pressuponha, como Wickens & Greenfield (1973), que a produção corrente seja influenciada por decisões de investimento tomadas no passado, bem como por valores correntes e defasados de variáveis exógenas, tais como crédito subsidiado, custos de produção e condições climáticas.

Por outro lado, acredita-se que o nível da relação entre instabilidade da receita cambial transitória (I_e) e taxas de crescimento de área cultivada (a_t) possa variar entre produtos, conforme lhes seja dada maior ou menor orientação para o mercado externo e, também, conforme a "tradição" do produto na pauta de exportação. Sendo assim, incluem-se duas variáveis artificiais (d_1 e d_2) nas equações de regressão, a fim de captar esses efeitos de orientação e tradição:

$$a_t = \beta_0 + \beta_1 I_e + \beta_2 d_1 + \beta_3 d_2 + u_t \quad (IV)$$

em que u_t é um termo de erro aleatório, normal e independentemente distribuído, com média zero e variância constante; d_1 mede o efeito do grau de orientação do produto para o comércio de exportação; ($d_1 = 1$ quando o produto é mais orientado para o mercado externo e $d_1 = 0$ quando o produto é mais orientado para o mercado interno); d_2 mede o efeito de "tradição" do produto na pauta de exportação ($d_2 = 1$ quando o produto é "tradicional" e $d_2 = 0$ quando o produto não é "tradicional"). Essas classificações são as originalmente propostas e justificadas por Barros & Crahan (1976) e Doellinger et al. (1973), respectivamente.

Relações multivariadas desse tipo foram também usadas para avaliar o efeito da instabilidade da receita cambial sobre as taxas de investimento, poupança ou crescimento, por Lim (1980), Naya (1973), Knudsen & Yotopoulos (1976) e Reynolds (1979). Não há dúvida acerca da premissa de que a instabilidade da receita cambial seja exógena ao sistema. Fatores tais como crédito subsidiado e variações climáticas, reconhece-se, podem fazer com que a receita transitória se torne parcialmente endógena ao sistema. Contudo, é razoável admitir que estes dois fatores afetem igualmente todos os produtos. Na falta de outro argumento econômico para o fato de que a poupança afeta a instabilidade da receita, justifica-se o emprego de um modelo uniequacional.

A forma funcional mais "apropriada" de (IV) é indicada por meio de ajustamento, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, de equações com formas funcionais mais usuais (lineares, duplo-logarítmicas e semilogarítmicas), de a_t , I_e , d_1 e d_2 . A análise mais ampla do problema de forma funcional foge ao escopo do presente estudo. Os critérios de seleção utilizados são a significância estatística dos coeficientes de regressão parcial de (IV) e a coerência dos sinais desses coeficientes.

A equação (IV) é ajustada a dados do período, como um todo, e de três subperíodos (1954-62, 1963-70 e 1971-78). A importância dessa análise adicional é sugerida pela observação de que a política comercial, monetária e fiscal, adotada no País, variou sensivelmente ao longo de todo o período (Bandeira 1979, Barros & Crahan 1976 e Doellinger et al. 1973). Mudanças nessas políticas tendem a afetar o comportamento dos investidores e podem modificar a natureza da relação entre instabilidade e investimento. A hipótese de estabilidade estrutural é testada conforme procedimento descrito por Huang (1974). Os coeficientes da equação (IV) obtidos para cada subperíodo são comparados com os respectivos coeficientes, estimados a partir do conjunto dos dados dos três subperíodos.

Tais como discutidas anteriormente, as medidas de variabilidade e tendência de receita e preços, usadas em estudos anteriores, tendem a ser bastante enviesadas e, por esta razão, são aqui evitadas (Bandeira 1979 e Barros & Crahan 1976). Por outro lado, evidentemente, reconhece-se a existência de relação direta entre níveis de preços e área cultivada. Esta relação, porém, não é o objeto do presente estudo. Os efeitos de omissão desta e de outras variáveis do modelo estrutural são discutidos adiante.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os índices de instabilidade da receita cambial transitória (I_e) são apresentados na Tabela 1. No período de 1954-78, a receita cambial transitória apresentou índices de instabilidade variando entre 1,9% (café) e 13,3% (arroz). O menor índice de instabilidade (0,01932), obtido para café, indica que a receita cambial transitória desse produto apresenta uma variação da ordem de 1,9%, em torno da receita cambial transitória média. Este resultado mostra que, entre os produtos estudados, café foi o produto cuja receita cambial transitória apresentou maior estabilidade, comparada com a receita cambial transitória dos demais produtos. Interpretação similar pode ser dada para o caso de arroz, cuja variação da receita cambial transitória indica menor estabilidade. Testes de significância estatística das diferenças entre índices de instabilidade não foram efetuados. É possível que parte destas diferenças não seja estatisticamente significativa. Tal como indicado anteriormente, o teste proposto é o de que variações em I_e afetam significativamente a taxa de crescimento da área cultivada. Futura pesquisa deveria examinar aquela possibilidade.

Baixos índices de instabilidade foram observados para os produtos do grupo com maior orientação para o mercado externo, destacando-se o café (0,01932) e o fumo (0,02644), enquanto que os mais altos índices de variabilidade deste grupo ocorreram nos casos de suco de laranja (0,08423) e soja (0,07829). Por outro lado, nota-se que, no grupo de produtos tradicionais, o maior índice de instabilidade referiu-se ao amendoim (0,09607).

A análise da instabilidade da receita cambial transitória, para os três subperíodos, mostra que, com exceção do subperíodo de 1971-78, café e arroz foram os produtos cujas receitas cambiais apresentaram, respectivamente, o menor e o maior grau de instabilidade. É evidente que mudanças na taxa de variabilidade na receita cambial transitória, entre subperíodos, tais como as observadas nos casos de açúcar e café, não cons-

tituem o único fator a explicar mudanças nas taxas de crescimento da área cultivada com estes produtos. A implantação do PROÁLCOOL e mudanças na tecnologia da produção de café, por exemplo, também parecem ter afetado o comportamento destas lavouras. Conquanto estes fatores possam ser importantes, eles não constituem objeto do presente estudo. Os efeitos de sua omissão, do modelo (IV), são examinados adiante.

TABELA 1. Índice de instabilidade da receita cambial transitória de produtos agrícolas selecionados, Brasil, 1954-78^a.

Produto	Período			
	1954-62	1963-70	1971-78	1954-78
Café	0,02806	0,01744	0,04843	0,01932
Açúcar	0,13825	0,06071	0,10989	0,06396
Algodão	0,09865	0,04586	0,14865	0,06115
Cacau	0,05301	0,05524	0,05250	0,03097
Soja	0,15956	0,12667	0,10767	0,07829
Fumo	0,05598	0,03038	0,04401	0,02644
Suco de laranja	0,00000	0,14557	0,08477	0,08423
Amendoim	0,24023	0,12321	0,04377	0,09607
Banana	0,04835	0,04896	0,05508	0,02931
Óleo de mamona	0,09813	0,03904	0,06711	0,04319
Milho	0,25288	0,17473	0,22503	0,12884
Arroz	0,25441	0,21692	0,21218	0,13348

^a Obtidos por meio da equação (I).

No primeiro subperíodo (1954-62), os índices de instabilidade variaram de 2,8% (café) a 25,4% (arroz). No segundo (1963-70), os casos extremos de variação em torno da receita cambial transitória média foram café (1,7%) e arroz (21,6%). No último subperíodo analisado (1971-78), o amendoim e o milho foram os produtos que apresentaram, respectivamente, o menor (4,3%) e o maior (22,40%) índice de instabilidade.

Os resultados do teste de estabilidade estrutural aplicado aos coeficientes estimados da equação (IV) encontram-se na Tabela 2.

Para esse teste foram ajustadas equações na forma linear (modelo I), duplo-logarítmica (modelo II) e semilogarítmica (modelo III), aos dados de a_t , e_t , d_1 e d_2 , referentes a 1954-62, 1963-70 e 1971-78 e às observações agregadas destes três subperíodos. As estatísticas F_{ee} são mostradas na Tabela 2. Nenhum destes valores é estatisticamente significativo, ao nível 0,05 de probabilidade. Não se rejeita, portanto, a hipó-

tese nula de estabilidade estrutural, para o período de 1954-78. Os eventos extraordinários, verificados na segunda metade da década de 1960 (mudanças na política interna) e na metade da década de 1970 (alta de preços no mercado externo), não exerceram efeitos assimétricos sobre a relação básica entre instabilidade e crescimento. Observou-se, além disso, que em todas as formas funcionais e em todas as especificações, os coeficientes estruturais de e_t conservaram os sinais teoricamente esperados.

TABELA 2. Valores da estatística F_{ee} para o teste de estabilidade estrutural da relação entre TGC da área cultivada (a_t) e índices de instabilidade da receita cambial transitória (i_e) de produtos agrícolas selecionados, Brasil, 1954-78^a.

Modelo	F_{ee}	Graus de liberdade
I. Linear		
I.1. $a_t = f(i_e, d_1, d_2)$	0,534	(8;24) ^b
I.2. $a_t = f(i_e, d_1)$	0,316	(6;27) ^c
I.3. $a_t = f(i_e, d_2)$	0,474	(6;27) ^c
I.4. $a_t = f(i_e)$	0,259	(4;30) ^d
II. Duplo-Logarítmico		
II.1. $\log a_t = f(\log i_e, d_1, d_2)$	0,625	(8;24) ^b
II.2. $\log a_t = f(\log i_e, d_1)$	0,435	(6;27) ^c
II.3. $\log a_t = f(\log i_e, d_2)$	0,509	(6;27) ^c
II.4. $\log a_t = f(\log i_e)$	0,318	(4;30) ^d
III. Semilogarítmico		
III.1. $\log a_t = f(i_e, d_1, d_2)$	0,611	(8;24) ^b
III.2. $\log a_t = f(i_e, d_1)$	0,435	(6;27) ^c
III.3. $\log a_t = f(i_e, d_2)$	0,509	(6;27) ^c
III.4. $\log a_t = f(i_e)$	0,345	(4;30) ^d

^a Valores obtidos de acordo com a proposição de Huang (1964)

^b Valor crítico de $F_{0,05} = 2,36$

^c Valor crítico de $F_{0,05} = 2,45$

^d Valor crítico de $F_{0,05} = 2,69$

Os resultados do teste da hipótese que constitui o objetivo central deste estudo, isto é, a hipótese de relação direta entre taxa de investimento em capital produtivo na agricultura e instabilidade da receita transitória, são apresentados na Tabela 3.

As taxas anuais de crescimento da área cultivada, tomadas como indicadores de expansão do investimento agrícola (a_t), e os índices de instabilidade da receita cambial transitória (I_e), considerados como medidas de variabilidade da receita cambial, foram as duas variáveis básicas incluídas no modelo usado para testar a hipótese central da pesquisa.

Tendo em vista a heterogeneidade dos doze produtos analisados, no que se refere a fatores, como orientação econômica da produção e tradição no mercado de exportação, foram adicionadas, ao modelo, duas variáveis artificiais (d_1 e d_2).

O coeficiente da variável I_e é positivo e estatisticamente significativo, ao nível 0,10 de probabilidade (teste unilateral). Esse resultado implica a rejeição da hipótese nula de ausência de relação direta entre instabilidade da receita cambial e investimento na agricultura e, portanto, a não-rejeição da hipótese da renda permanente, de Friedman. De acordo com essa teoria, a formação da poupança e, por meio desta, do investimento, está mais relacionada com os desvios entre níveis de receita corrente e esperada (isto é, do componente transitório da receita) que com os níveis de receita corrente ou observada. Esta constatação indica que não se deve rejeitar a hipótese de que as flutuações na receita cambial transitória dos produtos analisados constituem fator determinante do processo de crescimento da agricultura.

Embora o grau de multicolinearidade entre as variáveis explicativas incluídas no modelo (IV) não seja elevado, é de esperar que, mesmo assim, ele possa afetar a eficiência dos estimadores, conquanto não afete sua coerência ou consistência (Huang 1964).

O sinal do termo constante da equação (IV) sugere que, no caso de estabilidade perfeita da receita cambial transitória, haveria decréscimo na área cultivada com os produtos analisados.

As variáveis artificiais (d_1 e d_2) apresentam coeficientes com sinais positivos. O coeficiente de d_1 é estatisticamente significativo, ao nível 0,30 de probabilidade (teste bilateral), ao contrário do coeficiente de d_2 , que não é estatisticamente significativo, a esse mesmo nível de probabilidade (teste bilateral).

A relação direta entre a variável d_1 e a taxa de crescimento da área cultivada indica que os produtos com maior orientação para o mercado externo apresentam maiores taxas de crescimento da área cultivada, *ceteris paribus*, que os produtos com orientação para o mercado interno.

A não-significância estatística da variável d_2 indica que a tradição do produto na pauta de exportação não afeta a taxa de crescimento da área cultivada. Isso, talvez, possa ser atribuído a efeitos opostos, decorrentes das diversas mudanças ocorridas na política comercial no período anali-

sado. Segundo Doellinger et al. (1973), a política comercial aplicada ao setor agrícola, nos últimos três lustros, sofreu várias alterações, ora visando estimular as exportações do setor, ora objetivando restringir as exportações de produtos agrícolas para atender às necessidades do abastecimento interno. Com a contínua alta de preços agrícolas, nos mercados internacionais, registrada a partir de 1973 e até o final do período estudado, esses mercados tornaram-se mais atraentes para o produtor nacional. Na última década, foram, eventualmente, impostas medidas restritivas, tanto às exportações de produtos modernos (soja, milho e arroz) como às de produtos tradicionais (algodão). A mesma política comercial empregada para grupos de produtos com classificação distinta (moderna ou tradicional) pode ter mascarado os efeitos de tradição dos produtos, sobre a taxa de crescimento do investimento no setor agrícola.

Não foram considerados os dispêndios cambiais nos anos em que ocorreram importações de produtos agrícolas. Lembre-se, contudo, que a receita cambial é aqui entendida como um componente da renda dos produtores. Em casos extremos, como o de trigo, admite-se que a renda bruta dos produtores nacionais é determinada pelas vendas no mercado interno e não, pelo menos diretamente, pelo dispêndio com importações deste produto.

Embora essas mudanças na política comercial tenham sido observadas ao longo do período analisado, nota-se a ausência de mudança significativa na relação entre a_t e I_e , evidenciada pela não-significância da estatística F_{ee} , obtida para o teste de estabilidade estrutural (Tabela 3).

TABELA 3. Teste da hipótese de relação direta entre instabilidade da receita cambial transitória e expansão de investimento no setor agrícola, Brasil, 1954-78^a.

Equação selecionada (forma linear)		
$\hat{a}_t = 11,5959 \times 10^3 + 116,8660 I_e + 5,6222 d_1 + 3,3868 d_2$		
	$(1,6038)^b$	$(1,1000)^c$ $(0,6970)^d$
$R^2 = 0,248$	$F_{ee} = 0,53^e$	QME = 46,3437

^a Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

^b Indica significativa, ao nível 0,10 de probabilidade.

^c Indica significativa, ao nível 0,30 de probabilidade.

^d Indica não-significante, ao nível 0,30 de probabilidade.

^e Indica não-significante, ao nível 0,05 de probabilidade.

Finalmente, parecem ser desnecessárias outras considerações relativas à qualidade do ajustamento do modelo aos dados a_t , I_e , d_1 e d_2 , tal como significância estatística dos coeficientes de regressão (β_1 , β_2 , e β_3), bem como do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,25$). Uma restrição do modelo analítico utilizado refere-se, exatamente, ao provável erro de especificação, uma vez que o crescimento da área cultivada foi expresso como função apenas dos índices de instabilidade da receita cambial transitória e de duas variáveis artificiais. Como se sabe, especificação inadequada tende a afetar as estimativas das variâncias dos parâmetros de regressão. A exclusão de variáveis importantes, no modelo de determinação dos níveis de crescimento da área cultivada, pode resultar em estimativas ineficientes dos parâmetros amostrais.

Certamente, a inclusão de outras variáveis econômicas importantes na equação (IV) tenderia a reduzir o viés de especificação observado no modelo econométrico adotado. No entanto, o tema central da análise não foi investigar os efeitos de variáveis condicionantes do crescimento da área cultivada, mas obter conhecimento acerca da relação específica entre taxas de crescimento da área cultivada e níveis de instabilidade da receita cambial transitória. Por outro lado, as limitações do modelo ajustado podem ser encaradas como um indicador da confiabilidade da relação estimada entre a_t e I_e , uma vez que, mesmo com essas deficiências, o coeficiente da variável I_e apresentou sinal correto e significância (nível 0,10 de probabilidade) confiável acerca do efeito de mudanças no grau de instabilidade da receita cambial transitória sobre os níveis de investimento no setor agrícola. Pode ser necessário, finalmente, lembrar que as relações entre área cultivada e nível de preços ou lucro líquido unitário não são incoerentes com a observação de que a parcela poupada (investimento) da receita transitória tende a ser maior que a parcela poupada (e investida) da receita permanente.

CONCLUSÕES

A comprovação do comportamento hipotetizado entre as variáveis indicadoras de instabilidade da receita cambial e de taxas de crescimento no setor agrícola encontra justificativa na teoria da renda permanente. De acordo com essa teoria, presume-se que a relação entre instabilidade da receita cambial e propensão marginal à poupança e ao investimento é de natureza direta.

Nesse estudo, analisou-se a contribuição da instabilidade da receita cambial ao crescimento do setor agrícola. Reconheceu-se que os resultados eram influenciados pelo período amostral escolhido, pela amos-

tra de produtos utilizada, pela qualidade dos dados disponíveis e pelo modelo analítico empregado. Mudanças em qualquer um desses parâmetros que caracterizam o grau de instabilidade da receita de exportação e o ritmo de expansão do investimento setorial, e que podem estar sujeitos a mudanças de natureza política, podem afetar os resultados obtidos. Portanto, as inferências para elaboração de políticas devem ser consideradas com cautela.

Não obstante as restrições apontadas, acredita-se que a investigação da instabilidade da receita cambial do setor agrícola seja mais relevante quando se analisam seus efeitos que quando se avaliam suas causas. Esse argumento baseia-se no fato de que os resultados apresentados pela maioria dos estudos ortodoxos não fornecem evidência de que a instabilidade da receita cambial seja prejudicial ao crescimento da economia.

É possível que a concentração das exportações agrícolas, nos principais mercados tradicionais, não seja uma política conveniente para o País. De acordo com os resultados obtidos nesta análise, parece razoável supor que a implementação de políticas de diversificação dos mercados de exportação constitui fator condicionante, não apenas da redução do grau de dependência externa, como também de maiores taxas de crescimento para o setor agrícola, decorrentes do impacto de maiores níveis de instabilidade da receita cambial transitória sobre a expansão do investimento em capital produtivo na agricultura.

REFERÊNCIAS

- BANDEIRA, A.L. Estabilidade da renda na agricultura e abastecimento do mercado internacional. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 17, Brasília, 1979. Brasília, SOBER, 1979. 22p.
- BARBOSA, F.H. & WAIZBORT, E. Expectativa versus ajustamento no modelo de Nerlove de oferta de produtos agrícolas; alguns resultados para o Brasil. *R. Econ. rural*, Brasília, 17(4):163-81, 1979.
- BARROS, J.R.M. & CRAHAN, D.H. A agricultura brasileira e o problema de produção de alimentos. *Pesq. Planej. Econ.*, Rio de Janeiro, 8(3): 695-726, 1976.
- BRASIL, Ministério da Agricultura. SUPLAN-Subsecretaria de Planejamento e Orçamento. *Séries estatísticas agropecuárias*. Brasília, 1976. 46p.
- COPPOCK, J.D. *International economic instability*. New York, McGraw-Hill, 1962. 339p.

- DOELLINGER, C. von.; FARIA, H.B.C.; RAMOS, R.N. & CAVALCANTE, L. **Transformação da estrutura das exportações brasileiras: 1964/70.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. 268p. (Coleção Relatório de Pesquisa, 14).
- DUGGAN, J.E. On measuring the instability of time series data. **Bull. Oxford Univ. Inst. Econ. Stat.** Oxford, 41(3):239-46, 1979.
- ERB, G.F. & SCHIAVO-CAMPO, S. Export instability, level of development, and economic size of less developed countries. **Bull. Oxford Univ. Inst. Econ. Stat.** Oxford, 31(1):263-83, 1969.
- FISHER, F.M. **A priori information and time series analysis: essays in economic theory and measurement.** Amsterdam, North-Holand, 1962. 257p.
- FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function.** Princeton, Princeton University Press, 1957. 243p.
- FUNDAÇÃO IBGE, Rio de Janeiro, RJ. **Séries temporais de receita cambial observada real e área cultivada de doze produtos agrícolas de 1951 a 1979.** Rio de Janeiro, 1980.
- GLEZAKOS, C. Export instability and economic growth: a statistical verification. **Econ. Dev. Cultural Change**, Chicago, 21(2):670-78, 1973.
- HUANG, D.S. **Regression and econometric methods.** New York, John Wiley & Sons, Inc., 1964. 273p.
- KNUDSEN, O.K. & YOTOPOULOS, P.A. A transitory income approach to export instability. **Food Res. Inst. Stud.**, Stanford, 15(1):91-108, 1976.
- KOYCK, L.N. **Distributed lags and investment analysis.** Amsterdam, North-Holand, 1954. 111p.
- LIM, D. Income distribution, export instability, and savings behavior. **Econ. Dev. Cultural Change**, Chicago, 28(2):359-64, 1980.
- LIN, T.B. & HO, Y.P. Export instabilities and employment fluctuations in Hong Kong's manufacturing industries. **Dev. Econ.**, Tokyo, 17(2):182-202, 1979.
- MAC BEAN, A.I. **Export instability and economic development.** London, Allen & Unwin, 1966.
- MASSEL, B.F. Export instability and economic structure. **Am. Econ. R.**, Providence, 60(4):618-30, 1970.
- MODIGLIANI, F. & SUTCH, R. Innovations in interest rate policy. **Am. Econ. R.**, Providence, 56(1):178-97, 1966.
- MUTH, J.F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometria**, Evanston, 29(2):315-35, 1961.

- NAYA, S. Fluctuations in export earnings and economic patterns of Asian countries. **Econ. Dev. Cultural Change**, Chicago, 21(4):629-41, 1973.
- NERLOVE, M. Estimates of elasticities of supply of selected agricultural commodities. **Journal Farm Economics**. Menasha, 38(7):496-509, 1956.
- NERLOVE, M. Adaptative expectations and cobweb phenomena. **Quartely J. Econ.**, Cambridge, 73(1):228-40, 1958.
- REYNOLDS, C.W. Domestic consequences of export instability. **Am. Econ. R.**, Providence, 53(1):93-102, 1963.
- REYNOLDS, S.E. Fluctuations in export earnings and economic patterns of Asian countries: a comment on the role of intraregional trade. **Econ. Dev. Cultural Change**, Chicago, 27(4):785-90, 1979.
- TWEETEN, L.G. The demand for United States farm output. **Food Res. Inst. Stud.**, Stanford, 7(3):343-69, 1967.
- UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, Geneve. **Proportion between export prices and consumer prices of selected commodities exported by developing countries**. Nairobi, 1976. 184p. (Suplemento, 3).
- WICKENS, M.R. & GREENFIELD, S.N. Econometrics of agricultural supply: an application to the world coffee market. **R. Econ. Stat.**, Cambridge, 55(2): 443-40, 1973.
- YOTOPOULOS, P.A. & NUGENT, J. **Economics of development**. New York, Harper & Row, 1976. 276p.