

ÁREA DE INTERESSE: 5 - Economia Regional e Economia Agrícola

**Determinantes das Exportações Agrícolas em Cenário de
Macroeconomia Aberta: Abordagem por Modelos de Séries de
Tempo¹**

Palavras-Chaves: Agricultura, Exportações Agrícolas, Macroeconomia Aberta, Séries Temporais, VAR.
JEL: Q1,Q17

Sinézio Fernandes Maia²

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco PIMES
Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE
Departamento de Economia
Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Cidade Universitária
58059-900 - João Pessoa PR
Tele-Fax:(083) 216-7453
E-Mail: sinezio@ccsa.ufpb.br

¹ A pesquisa foi desenvolvida com recursos do CNPq, o qual o autor agradece o apoio recebido.

² Prof. Adjunto do Depto. de Economia da UFPB (João Pessoa PB-CEP 58059-900) sinezio@ccsa.ufpb.br

Determinantes das Exportações Agrícolas em Cenário de Macroeconomia Aberta: Abordagem por Modelos de Séries de Tempo³

Resumo: *O objetivo deste trabalho é estudar os determinantes das exportações agrícolas brasileiras por meio de um modelo econométrico que leve em consideração a simultaneidade das variáveis domésticas em relação as variáveis de economia internacional. Para isso, são apresentados os impactos relevantes de variáveis selecionadas sobre as trajetórias das exportações agrícolas de 1980 até 1990 e de 1990 até 2001 com intuito de compará-los. Busca-se investigar os efeitos da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre um setor considerado como de vantagem comparativa brasileira no comércio internacional. A abordagem teórica é de macroeconomia aberta a partir do modelo de Mundell-Fleming, cuja motivação é a análise das variáveis de mercado de ativos sobre as políticas econômicas em ambientes alternativos de regimes cambiais. A estratégia empírica partiu de um método de séries temporais para a estimação de um modelo econométrico de auto-regressão vetorial (VAR) com causalidades contemporâneas. Destaca-se a mudança do poder de explicação da taxa de câmbio sobre as exportações, a partir de 1990.*

Palavras-Chaves: *Agricultura, Exportações, Macroeconomia Aberta, Séries Temporais, VAR.*

Abstract: *The objective of this work is to obtain a model econometric that consider the simultaneity of the domestic variables in relationship the variables of international economy and, in that way, they present important impacts on the paths of the agricultural exports and of GDP 1980 up to 1990 and of 1990 up to 2001 and, to compare them. To investigate the effects of the exchange rate and of the interest rate about the exports of agricultural products, for being this section considered as of comparative advantage in the international trade. The theoretical approach is of macroeconomics open to leaving of the model of Mundell-Fleming, whose motivation is the analysis of the variables of market of assets on the economical politics in alternative of exchange regimes. The empiric strategy left of a method of time series for the estimate of a model econometrics of Vector Autoregressions (VAR) with contemporary causality. It is worth to detach the expressive change of the power of explanation of the exchange rate about the exports starting from 1990.*

Word-keys: *Agricultural, Exports, Open macroeconomics, Time Series, VAR.*

1. - Introdução

As transformações da economia brasileira na década de 90 representam ruptura com o padrão de desenvolvimento prevalecente até então. O modelo de desenvolvimento brasileiro, inicialmente marcado pela estratégia de industrialização por substituição de importações, destinava à agricultura o papel de superar os obstáculos para o progresso da

³ A pesquisa foi desenvolvida com recursos do CNPq, o qual o autor agradece o apoio recebido.

indústria mediante uma política que alterou os termos de trocas (interno): provendo bens a preços e salários baixos; produzindo, de forma eficiente, matéria-prima industrial; gerando divisas para financiar a importação de bens de capital para a produção industrial; liberando mão-de-obra para o mercado de trabalho; e contribuindo para o crescimento do mercado interno (Lopes, 1989).

No contexto atual, a agricultura deverá abandonar o papel de facilitador do crescimento industrial, maximizando o aproveitamento das vantagens competitivas e a sua participação para acumulação de capital dentro de um processo ambientalmente sustentável. A ênfase na produtividade e competitividade, a abertura econômica, a liberação comercial e a crescente mobilidade de capital estão modificando profundamente as estruturas de programas de políticas agrícolas (Lopes e Rezende, 1994).

Segundo Goldin e Rezende (1993), a economia brasileira (como de toda a América Latina) passou a década de 80 enfrentando alguns desequilíbrios estruturais. O aumento da dívida externa, a alta da taxa de juros internacionais e as relações desfavoráveis dos termos de trocas interromperam 30 anos de expansão econômica brasileira. Entre 1965 e 1980, o produto brasileiro cresceu 8,8% ao ano. Já entre 1980 e 1988, a taxa de crescimento foi de apenas 2,9%. Entretanto, a ocorrência de safras recorde em 1987, 1988 e 1989 no Brasil indica que a agricultura brasileira estava relativamente imune à crise econômica da década de 80. A taxa de crescimento do setor agrícola entre 1965 e 1980 foi de 3,8%, enquanto entre 1980 e 1988 foi de 3,5%.

Essa crise macroeconômica afetou consideravelmente o balanço de pagamentos. A expansão da dívida externa da década de 70, (que aumentou de 6,3 bilhões de dólares em 1973 para 31,6 bilhões de dólares em 1978), trouxe impacto significativo sobre o desempenho da economia brasileira dos anos 80 em razão do comportamento das taxa de juros internacionais (que passaram de 0,7% em 1974-78 para 5,3% em 1979-82). Com esse cenário, o Brasil entrava em sua pior recessão desde os anos 30. O Produto Interno Bruto (PIB) foi reduzido em grande parte dos períodos, e o déficit do balanço de pagamentos e a inflação subiram. Como consequência, o setor agrícola foi “convocado” para efetuar transferência de renda para os credores internacionais, motivados pelas desvalorizações cambiais que fizeram com que as exportações aumentassem.

A partir do fim dos anos 80, disseminou-se um discurso mundial de liberalização com abertura de mercado e redução do papel do Estado na economia. O Brasil vem participando desse cenário através de abertura do mercado interno à concorrência de importados, favorecendo a política de estabilização dos preços e o aumento da eficiência produtiva das firmas nacionais. Nesse contexto, buscou-se uma estratégia de integração à economia mundial, incorporando o mercado externo como elemento importante na trajetória de crescimento econômico do País. As exportações se tornam uma das principais variáveis para essa inserção da economia brasileira como instrumento de ajuste econômico.

Observa-se que Barros (1973), Mussa (1986) e Flood e Rose (1995) enfatizaram a importância de alguns indicadores para formulação de políticas econômicas. Entre esses indicadores, o balanço de pagamentos, que representa um termômetro importante para análise de critérios de alocações de recursos e distribuição de responsabilidades entre os setores. Muitas vezes, apesar de elevadas taxas de crescimento das exportações, a

manutenção do crescimento da economia implica alta ainda mais acentuada da demanda derivada de importações, provocando, assim, déficit na balança comercial.

Na Tabela 1, apresenta-se o comportamento das principais contas do balanço de pagamentos desde o início dos anos 80. As principais mudanças ocorreram na conta de capital, que passou de constantes déficits para elevados superávits. Em 1986, a conta de capital era negativa em US\$ 7,1 bilhões, passando para um saldo positivo de US\$ 33,6 bilhões em 1996. Além disso, há uma rápida evolução das taxas de crescimento tanto das exportações quanto das importações. Em 1986, as exportações representavam US\$ 22 bilhões e, em 1997, US\$ 52 bilhões, ou seja, um crescimento de 137,2%. No entanto, as importações cresceram 337,8% no mesmo período.

Essas mudanças das contas do balanço de pagamentos refletem a evolução da relação da economia brasileira com o setor externo, marcada por elevação rápida das importações e do déficit da balança comercial, e, conseqüentemente, por pressão sobre as exportações para garantir a receita e o equilíbrio do balanço de pagamentos. Apesar disso, a liberalização do mercado financeiro permitiu a entrada de capitais como forma de substituir a poupança interna, representando, também, forte elemento para financiar a transição para um regime de economia aberta.

Para uma avaliação das exportações agrícolas, optou-se pela desagregação do volume monetário total, de forma a permitir verificar a importância desse setor na manutenção da taxa de crescimento total das exportações. Optou-se, no primeiro estágio desta pesquisa, pela desagregação em produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados.

Tabela 1: Balanço de pagamentos brasileiro – 1982-1997 (US\$ bilhões)

Discriminação	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Balança Comercial	0,7	6,4	13,1	12,4	8,3	11,2	19,2	16,1	10,8	10,6	15,2	13,3	10,5	-3,4	-5,5	-8,3
Exportações	20,1	21,8	27,0	25,6	22,3	26,2	33,8	34,4	31,4	31,6	35,8	38,6	43,5	46,5	47,7	52,9
Importações	19,3	15,4	13,9	13,1	14,0	15,1	14,6	18,3	20,7	21,0	20,6	25,3	33,1	49,9	53,3	61,3
Serviços	-17,	-13,	-13,	-12,	-13,	-12,	-15,	-15,	-15,	-13,	-11,	-15,	-14,	-18,	-20,	-26,
Transf. Unilaterais.	-0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,8	1,6	2,2	1,7	2,6	4,0	2,9	2,2
Trans. Correntes	-16,	-6,8	0,04	-0,2	-4,4	-1,4	4,2	1,0	-3,8	-1,4	6,1	-0,6	-1,7	-18,	-24,	-33,
Capital	7,8	2,1	0,2	-2,5	-7,1	-7,9	-8,6	-11,	-3,8	-4,3	5,9	8,6	-25,	29,8	33,6	25,8

Fonte: Banco Central do Brasil.

Salienta-se que existiu uma inversão histórica da participação das exportações agrícolas sobre as exportações totais, em anos recentes. Em 1970, os produtos básicos representavam 77,18% do volume exportado. Já em 1997, esses produtos representavam somente 18%, enquanto os produtos manufaturados passaram a representar 62%. O perfil das exportações tem-se modificado significativamente entre os três setores, conforme se pode observar na Tabela 2.

Apesar dessas mudanças setoriais, ainda se permite relatar que alguns produtos básicos apresentam condições de competir no mercado internacional. A participação das exportações de produtos básicos e parte significativa de semi-manufaturados e manufaturados ainda estão diretamente associadas à cadeia agroalimentar. Observa-se na Tabela 2 que curiosamente, a partir do fim dos anos 80, o Brasil passou a exportar produtos capital-intensivos, em detrimento de exportações intensivas em fatores que são relativamente abundantes no País (Lopes, 1989).

Tabela 2: Composição das exportações brasileiras (%)

Período	Básicos	Semi-Manufaturados	Manufaturados	Outros
1970	77,18	9,96	11,94	0,89
1975	55,54	8,36	34,44	1,64
1980	37,82	11,08	45,90	5,18
1985	31,32	9,41	58,20	1,05
1990	25,79	15,66	55,71	2,82
1995	21,70	19,99	57,00	1,29
1997	18,64	18,28	62,37	0,71
1998	21,53	16,05	60,82	1,60

Fonte: Banco Central do Brasil.

Apesar disso, pode-se observar na Figura 1 que as exportações tem aumentado significativamente em anos recentes, sobretudo as exportações de produtos manufaturados. Há suposição oficial de que o ritmo desse crescimento das exportações coincidiu com as operações de políticas cambiais ativas da década de 80 e de incentivos às exportações na década de 90, dada a necessidade de geração de elevado volume de exportações para compensar as importações (Kessel, 1998).

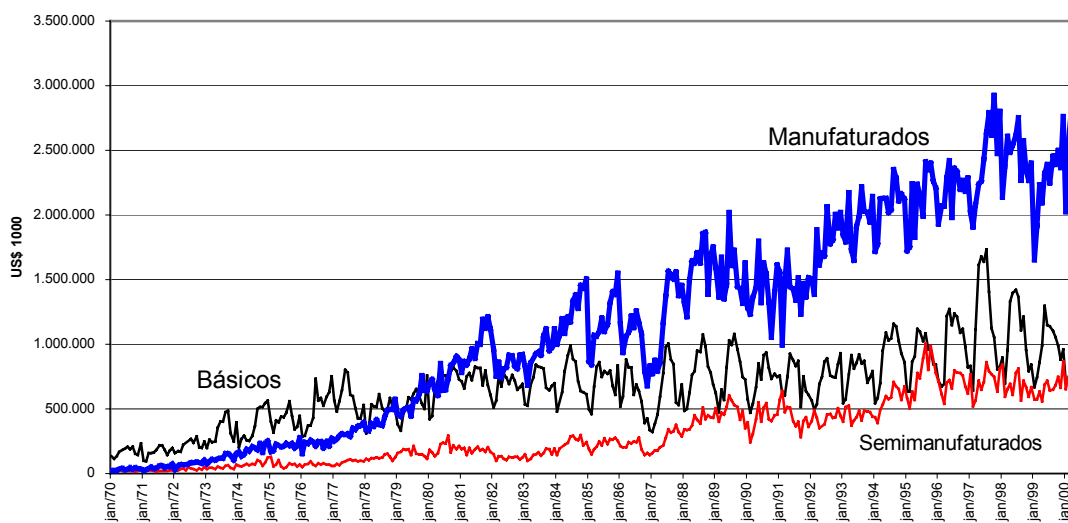


Figura 1: Exportações brasileiras em US\$1.000 FOB por setores - 1970/2000.

Segundo Shane e Liefert (2000), a taxa de câmbio é uma variável-chave na determinação do ambiente econômico e apresenta importante efeito sobre a competitividade de um País. Também, tem papel de compensar o ambiente de incertezas da economia. Entretanto, conforme observado na Figura 2, o efeito da taxa de câmbio sobre o mercado de *Commodity* brasileira se mostrou ambíguo no período de 1980 até 1999. Não há evidência de correlação direta entre a taxa de câmbio e as exportações de produtos básicos. Ao contrário, apenas os produtos manufaturados parecem influenciados pelo comportamento das taxas de câmbio e o setor agrícola submetido a uma relativa estagnação.

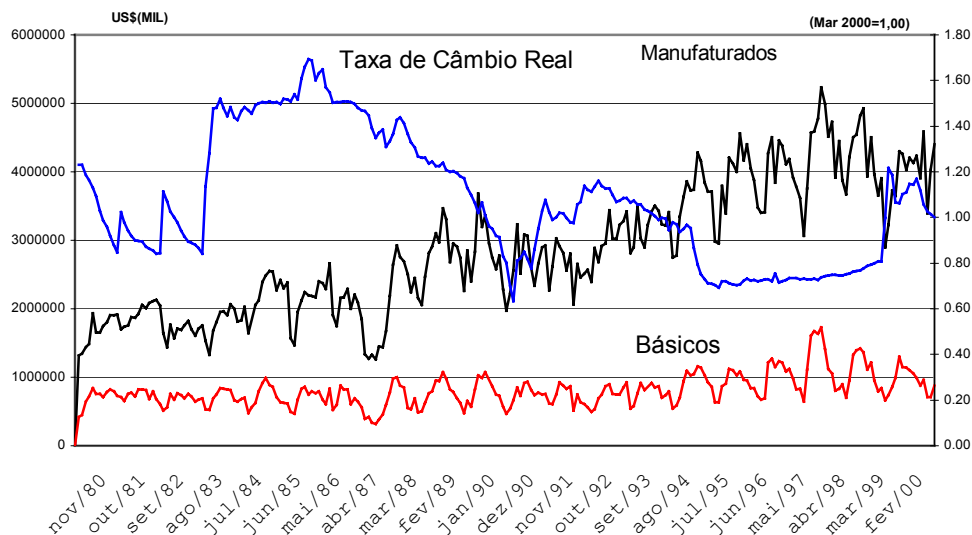


Figura 2: Taxa de câmbio real e exportações brasileira (US\$ Mil).

Na década de 80, como a política monetária foi altamente usada, a taxa de câmbio real oscilou entre momentos de desvalorizações repentinas com valorizações gradativas. Como o Brasil, naquele período, apresentou perfil de exportador de *Commodities* e o mercado financeiro apresentava baixa mobilidade de capital, essa foi a forma de adquirir poupança externa e amenizar os desequilíbrios dos serviços da dívida.

A partir dos anos 90, em um contexto de liberalização dos mercados financeiros, a política monetária (taxa de juros alta) passou a ditar as regras para o modelo de inserção com base em um mercado financeiro com maior mobilidade de capitais. Dessa forma, a busca de estabilidade forçou mudanças na ótica quanto às políticas cambiais representadas por valorização cambial. Com isso, foi necessário aumento de reservas internacionais (estimulado por maior flexibilidade de capital e pelo aumento da taxa de juros), de forma a compensar os sucessivos déficits comerciais.

É factível de exploração que, além da taxa de câmbio (e as respectivas intervenções diretas sobre o setor exportador), o programa de inserção do país no mercado liberalizado exige a “determinação” de outras variáveis macroeconômicas que interferem diretamente no cenário econômico doméstico. Nesse contexto é que se levou a hipótese de que a taxa de câmbio e a taxa de juros são particularmente importantes para o desempenho do setor agrícola e, conseqüentemente, para o desempenho das exportações desse setor. Dessa forma, o desempenho e a competitividade das exportações devem ser analisados sob a ótica não somente da taxa de câmbio, mas especificamente dos efeitos que a taxa de juros produz sobre o mercado de câmbio.

Este estudo visa analisar as influências das políticas monetárias e cambiais sobre o setor agrícola brasileiro, através das exportações agrícolas⁴ em dois períodos distintos da

⁴ As exportações são definidas como a soma dos valores monetários de nove dos principais produtos agrícolas de exportações: soja em grão, farelo de soja, óleo de soja, amêndoas de cacau, manteiga de cacau, café em grão, café solúvel, suco de laranja e açúcar. Tais produtos foram selecionados porque representam uma média de 80% das exportações globais do setor agrícola.

economia brasileira. Além disso, busca investigar se “choques” não esperados nesse sistema apresentam impactos sobre a trajetória das exportações agrícolas.

O objetivo principal é examinar os impactos da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações de produtos agrícolas brasileiros em dois períodos distintos: a) de janeiro de 1980 até dezembro de 1990 e, b) de janeiro de 1990 até dezembro de 2001, usando um modelo de macroeconomia aberta. Para isso, busca-se: a) formular e estimar um modelo de vetores auto-regressivos; b) estimar a decomposição da variância do erro de previsão das exportações agrícolas atribuível aos choques monetários e cambiais e identificar as inter-relações entre as variáveis; c) estimar as funções de respostas a impulsos e analisar se os impactos das políticas monetárias e cambiais foram *transitórios* ou *permanentes* sobre as exportações agrícolas, permitindo, assim, analisar o *tempo* de ajustamento depois de cada choque autônomo.

2. Modelo Teórico

Os modelos econométricos estruturais são rigorosamente respaldados pelos modelos teóricos, em que se prioriza captar os efeitos marginais e as elasticidades das interações de variáveis exógenas em relação às variáveis endógenas. No entanto, os modelos não-estruturais analisam as ligações das variáveis numa perspectiva estritamente estatística, ou seja, as relações entre as variáveis são dadas a partir de um banco de dados seguindo as rigorosas propriedades estatísticas (Cooley e Leroy, 1985). Dentro desse grupo de abordagem, tem-se uma vasta gama de modelos de séries temporais que podem também se dividir em estruturais e não-estruturais, isto é, aqueles que são dirigidos por teoria econômica dentro da concepção de Bernanke (1986), sendo considerados os modelos identificados; e aqueles que são dirigidos pelos históricos dos dados, dentro da concepção de Sims (1980), sendo considerados os modelos não-identificados.

Enfim, a escolha de um modelo geralmente é dirigida pela seguinte questão: “o que aconteceria se...” perguntadas por gestores de políticas econômicas no momento de elaboração de políticas. A força e a fraqueza de cada modelo é vista de forma diferente por cada pesquisador. Alguns são melhores, ou piores, para responder a diferentes questões. Nenhuma das abordagens é unanimemente aceita e, por isso, não parece ser universalmente aceita. Cada grupo de modelo busca responder, dentro da visão do pesquisador, àquelas questões que foram definidas como cruciais para serem pesquisadas. Entretanto, todas as abordagens fazem sentido para a maioria como ferramentas úteis para investigar os efeitos de eventos alternativos.

Dentro dessa caracterização de modelos, Penson e Gardner (1988) ressaltaram que o método de auto-regressão vetorial de séries temporais (VAR) impõe menos hipóteses (ou restrições) comuns a modelos estatísticos, matemáticos ou conceituais. Esse grupo de modelos de séries temporais é capaz de encontrar qualquer regularidade empírica entre os dados e, também, de incluir interações simultâneas contemporaneamente, bem como entre as variáveis defasadas.

Nesse caso, a escolha de determinado modelo deve buscar questões que sobressaem à discussão puramente empírica, levando em conta questões abordadas em teoria

econômica e os determinantes das condições do setor agrícola. Essas políticas podem representar as origens das flutuações de preços na agricultura, bem como os efeitos de crises internacionais que têm tomado amplo espaço na literatura, em face do alto inter-relacionamento entre políticas domésticas e internacionais. O modelo deve ser capaz de captar essas sensibilidades.

A abordagem teórica parte do modelo de Mundell-Fleming. Segundo Frenkel e Razin (1996), nas últimas três décadas o modelo usado para análise de políticas econômicas em macroeconomia aberta tem sido o de Mundell-Fleming. Os fundamentos deste modelo foram desenvolvidos, durante os anos 60, por Mundell (1963) e Fleming (1962). O referido modelo fornece análise sistemática do papel da mobilidade internacional de capital na determinação de políticas monetária e fiscal, sob regimes alternativos de taxa de câmbio. Entretanto, a versão ampliada contempla uma abordagem estocástica que será apresentada na seção seguinte.

A descrição do modelo está baseada nos trabalhos de Clarida e Gali (1994), Frenkel e Razin (1996), e Lee e Chinn (1998). Também foram usados, para fins de explicação das principais lições do modelo de Mundell-Fleming, os estudos de Blanchard e Fischer (1996), Mankiw (1995) e Blanchard (1999).

Para introduzir esse modelo, admite-se que há integração de mercado de capital e supõe-se que há arbitragem entre ativos monetários dos países com perfeita paridade de juros. A abertura dos mercados financeiros permite que os investidores detenham tanto ativos domésticos quanto estrangeiros, diversificando, assim, suas carteiras e fazendo com que possam especular com as variações das taxas de câmbio e de juros domésticos e estrangeiros. Essa abertura implica que os investidores se defrontarão com a necessidade de escolher entre os ativos domésticos e estrangeiros (Blanchard, 1999).

Esses investidores, com a abertura, terão que conviver com a possibilidade de tomar decisões de duas ordens, sendo a primeira a escolha entre a retenção de moedas domésticas ou estrangeiras e a segunda, a escolha de detenção de ativos domésticos ou estrangeiros que rendem juros. Como este último caso é rentável, passa-se a analisar esta opção a partir da possibilidade de retorno.

A comparação de rentabilidade de dois títulos, um nacional e outro estrangeiro, pode ser feita da seguinte forma: supondo que se queiram obter os títulos estrangeiros, deve-se, primeiro, comprar moeda do país de que se deseja o título, levando em consideração a taxa de câmbio (e)⁵. Assim, para cada unidade monetária doméstica, obtém-se $(1/e)\$$, em que $\$$ =moeda estrangeira. Representando (r_f) como a taxa de juros de um título da dívida estrangeira, a rentabilidade desse título deve ser feita por $(1/e)(1+r_f)\$$. Como no momento do resgate do título este deve ser convertido em moeda doméstica, cria-se uma expectativa quanto à taxa de câmbio que vigorará no futuro, (e^f), proporcionando a seguinte expressão:

$$(e^f / e)(1+r_f) \quad (1)$$

⁵ Segundo Mankiw (1995), no modelo de Mundell-Fleming não se precisa fazer distinção entre a taxa de câmbio nominal e a real. Este modelo supõe que os preços constantes e mudança na taxa de câmbio real são proporcionais às variações na taxa de câmbio nominal.

A implicação básica dessa expressão significa que, ao avaliar as vantagens dos títulos da dívida estrangeira, não se analisa somente a taxa de juros dos dois países, mas também a expectativa da taxa de câmbio entre um período e outro. Supondo que o investidor queira obter apenas os ativos com taxa de retorno mais elevada, é razoável admitir a comparação das taxas esperadas de retornos, de modo que se obtenha relação de arbitragem, ou condição de paridade de juros, com a seguinte equação:

$$1 + r = \frac{e^f}{e} (1 + r_f) \quad (2)$$

em que (r) é a taxa de juros domésticos⁶. Além da equação (2), Blanchard (1999) ressaltou que é importante destacar duas situações que também influenciam os agentes financeiros a tomar decisões de obter títulos domésticos e estrangeiros. Primeiro são os custos de transações, pois comprar e vender títulos certamente requer transações com determinados custos. Segundo, é preciso avaliar o grau de risco de se admitir uma taxa de câmbio futura, (e^f). Pequenas variações na taxa de juros e rumores de desvalorizações, ou valorizações da taxa de câmbio, podem provocar fluxos de bilhões em alguns minutos.

A versão estocástica de dois países para macroeconomia aberta está baseada nos modelos desenvolvidos por Dornbusch (1976) e Mussa (1986). A estrutura estocástica do modelo pode ser apresentada na forma logarítmica (exceto para a taxa de juros), assumindo-se que toda relação comportamental seja linear nas variáveis. Esse sistema linear é similar ao de Clarida e Gali (1994) e Razin e Yuen (1995).

A demanda agregada no período t , (y_t^d), especificada como a função de demanda exógena, (d_t); a taxa de câmbio real, (q_t); e a taxa de juros real doméstica, (r_t), são dadas por

$$y_t^d = \eta q_t - \sigma r_t + d_t \quad (3)$$

em que (η) e (σ) são elasticidades positivas. Como é usual, as variáveis reais são derivadas das variáveis nominais: (s_t), a taxa de câmbio *spot* (o valor instantâneo doméstico da moeda estrangeira); (p^*), o nível de preços estrangeiros; (p_t), o nível de preços domésticos; e (i_t), a taxa de juros nominal doméstica. Mais especificamente, têm-se as seguintes equações:

$$q_t = s_t + p^* - p_t \quad (4)$$

$$r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (5)$$

Por simplicidade, assume-se que o nível de preços estrangeiro (p^*) seja constante no tempo. A equação (3) é uma equação IS de economia aberta, em que a demanda agregada é positivamente relacionada com a taxa de câmbio real e com os choques exógenos de demanda captados por d_t (choque externo, choque fiscal e outros choques internos) e está reduzindo no diferencial da taxa de juros que afeta negativamente a demanda agregada pelo desencorajamento dos investimentos privados e do consumo.

⁶ Para fins de simplificação considera-se o nível de preço como dado, portanto, não há inflação corrente ou esperada. Assim, as taxas de juro nominal e real, são as mesmas, permitindo substituir a taxa nominal de juros pela taxa real.

O mercado monetário de equilíbrio é dado por

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (6)$$

em que m_t^s é a oferta de moeda no tempo t e $\lambda (>0)$, a elasticidade-juro da demanda por moeda. Assume-se que a taxa de juros nominal doméstica (i) tem efeito negativo sobre a demanda por moeda, enquanto o produto doméstico (y_t) tem efeito positivo. Por simplicidade, assume-se que a elasticidade da demanda seja unitária. A equação (6) é uma LM padrão.

A determinação de preço está baseada em um misto de ações de mercados *spot* e de contratos de longo prazo. O ajuste dos preços de mercado é dado por (p_t^e). O preço de longo prazo é fixado em um período, e a partir daí existe expectativa de ajuste no mercado futuro dado por $E_{t-1}P_t^e$. Dessa forma, o nível geral de preços na economia doméstica p_t é dado por uma média entre os dois preços, ou seja:

$$p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e \quad (7)$$

Segundo Clarida e Gali (1994), esta equação (7) é uma versão da equação de determinação dos preços, que têm sido amplamente estudados por vários autores, como Flood (1981) e Mussa (1982). De acordo com essa equação, o nível de preços no período t é uma medida de ajustamento de mercado, esperado no período $t-1$ para prevalecer no período t , $E_{t-1}p_t^e$, e o preço que deve ajustar contemporaneamente o mercado de produto no período t , p_t^e .

A extensão do modelo para análise dos preços leva em conta a magnitude de θ . Quando $\theta = 1$, os preços são completamente flexíveis, e o produto é determinado pela oferta. Quando o $\theta = 0$, os preços são fixados e determinados um período antes.

A próxima equação incorpora as relações de mercado internacional. A hipótese de livre mobilidade do capital garante a paridade da taxa de juros para os indivíduos no mercado de capital. Admitindo neutralidade ao risco, a paridade será determinada da seguinte forma:

$$i_t = i^* + E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (8)$$

em que i^* é a taxa de juros mundial (assume-se, por simplicidade, constante no tempo). Por arbitrar a menor perda, o retorno sobre o investimento em uma unidade da moeda doméstica, i_t , é igual à expectativa do retorno corrente doméstico sobre o investimento estrangeiro, que rende o retorno i^* mais a expectativa de depreciação da moeda doméstica, $E_t(s_{t+1} - s_t)$. Esta equação equivale a equação (2).

Assim, o equilíbrio do sistema consiste das quatro equações (3) até (8) em cada ponto no tempo. Observe-se que o produto doméstico é determinado pela demanda, como em todos os modelos com rigidez de preços. Para completar o modelo é preciso especificar o processo estocástico que governa a oferta de produto, y^s ; a demanda, d_t ; e a moeda, m_t . Em geral, espera-se que estas três variáveis sejam dirigidas tanto por choques transitórios quanto por choques permanentes. Entretanto, supõe-se que y^s e m_t sejam um processo

passivo aleatório, e por isso os choques de oferta e de moeda são completamente permanentes (Clarida e Gali, 1994). Dessa forma, os respectivos choques que dirigem a dinâmica do equilíbrio do sistema (ou força estocástica) são dados por

$$y_t^s = g_y + y_{t-1}^s + \varepsilon_{yt} \quad (9)$$

$$d_t = g_d + d_{t-1} + \varepsilon_{dt} \quad (10)$$

$$m_t^s = g_m + m_{t-1}^s + \varepsilon_{mt} \quad (11)$$

em que g_y e g_m são taxas de crescimentos determinísticos do produto e da moeda e ε_{yt} , ε_{dt} e ε_{mt} , choques de oferta, de demanda e de moeda, respectivamente. Esses choques são distribuídos, idêntica e independentemente (i.i.d.), com média zero e variância constante. Para garantir a existência de equilíbrio de longo prazo nesse sistema, a taxa de crescimento determinístico, (g_y), do produto sobre o lado da oferta e da demanda é considerada idêntica⁷.

3. - Estratégia Empírica: Modelo VAR com Correção de Erros

Em análise de regressão múltipla, as inter-relações entre variáveis econômicas geralmente exigem que os modelos sejam tratados pela técnica de equações simultâneas. Nesses modelos, as variáveis são referidas como endógenas e exógenas ou predeterminadas. Para estimação desses modelos, é necessário respeitar alguns dos pressupostos da análise de regressão tradicional relacionados à forma de identificação dos modelos.

A forma usual para solucionar o problema de identificação, é incorporar variáveis predeterminadas em algumas equações e em outras não. Por essa razão, Sims (1980) considerou tal questão como subjetiva para solução do sistema. Defendeu a premissa de que todas as variáveis devem ser tratadas simultânea e simetricamente, não concordando com a solução que permite a determinação de causalidade *ad hoc*. Essa discussão levou à introdução de um novo método de abordagem de séries multivariadas, dando início à discussão do modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR).

Além disso, Sims (1980) procurou tornar os modelos multiequacionais capazes de analisar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos foram capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovações) sobre as variáveis do sistema macroeconômicos; é a abordagem empírica que possibilita maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques”, simultaneamente.

Dessa forma, admite-se que o ponto de partida para estudos de modelos multivariados é tratar todas as variáveis simetricamente. Para simplificar essa análise será

⁷ A passagem do modelo básico estocástico para o modelo que incorpora as exportações está explicitado em Maia (2001) e segue a estrutura de Lee e Chinn (1998).

utilizado um exemplo de sistema de equações com duas variáveis, as quais se assume serem interdependentes e estar relacionadas por uma memória auto-regressiva (Enders, 1995), isto é, a seqüência $\{y_t\}$ é afetada pelo seu passado e pela seqüência $\{z_t\}$ e vice-versa. As equações, chamadas de primitivas, podem ser escritas da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \\ z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \end{aligned} \quad t = 0,1,2,3,\dots \quad (12)$$

Ressalta-se que ambas as séries tenham os ε_{it} ruído branco com variância constante e não-correlacionados. A estrutura do sistema indica relações simultâneas entre y_t e z_t , e o problema está na relação entre os choques ε_{y_t} na equação de z_t e ε_{z_t} na equação y_t , o que torna os choques relacionados com as variáveis explicativas (a técnica-padrão requer que os regressores sejam não-correlacionados com o termo de erro).

O objetivo é a busca de um modelo empírico identificado que incorpore os efeitos previstos em teoria econômica. Tal processo de identificação diferencia do modelo não-estrutural de Sims (1980), que é caracterizado por deixar a base de dados “falar” por si só. Nesse caso, o modelo sofre as restrições impostas pela teoria econômica, *a priori*, estabelecida para análise do fenômeno estudado (Sims, 1986 e Bernanke, 1986). Extraíram-se dessa identificação os sinais de cada variável apresentada do sistema de equações, com o objetivo de destacar os efeitos sobre as exportações agrícolas no tempo contemporâneo.

A identificação, ou restrição, do sistema seguiu o procedimento de Bernanke (1986), Orden e Fackler (1989) e Hamilton (1994) em que se concentra sobre a matriz de interações contemporâneas, não impondo nenhuma restrição nas variáveis defasadas, pois a teoria econômica, em geral, define com mais rigor a relação contemporânea do que as relações defasadas.

Na identificação especificou-se a relação comportamental da matriz de interação contemporânea dos choques esperados sobre cada variável, de acordo com as restrições impostas pela fatoração de Bernanke (1986) com $(k^2-k)/2$ parâmetros livres. Nesse estágio da identificação, invocou-se a hipótese de um modelo de país pequeno com regime cambial fixo. O modelo VAR com restrições na matriz de interações contemporâneas é especificado da seguinte forma:

$$B_0x_t = \sum_{s=1}^p \Gamma_s x_{t-s} + \varepsilon_t \quad (13)$$

em que x_t é o vetor das variáveis incluídas no modelo, B_0 é a matriz (nxn) de coeficientes de relações contemporâneas e Γ_s é a matriz (nxn) de coeficientes de relações com defasagens (s), sendo ε_t um vetor $(nx1)$ dos erros aleatórios. A matriz B_0 é especificada com base nos modelos teóricos. A ordem inicial foi determinada da seguinte forma: $m \rightarrow r \rightarrow q \rightarrow x \rightarrow y$. Assim, a matriz B_0 é identificada da seguinte forma:

$$B(0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & b_{15} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & 0 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

A equação das exportações é aquela que mais interessa. Entretanto, para interpretar adequadamente os resultados, procurou-se especificar como as variáveis explicitadas se relacionaram no modelo. Uma vez que se pressupunha que as exportações dependiam da taxa de câmbio, colocou-se a sua equação de forma que, recursivamente, ficasse em função dessa variável.

A primeira variável do modelo estrutural foi a oferta de moeda. A hipótese de regime cambial fixo reserva à política monetária papel coadjuvante de manter a taxa de câmbio anunciada, sendo manipulada pelas autoridades monetárias no momento em que a atividade econômica exigir. Optou-se pela oferta de moeda sofrendo o impacto do produto, de forma que as oscilações do balanço de pagamentos sejam captadas, pois é esperado que o produto apresente alguma sensibilidade coincidente em relação às contas externas, $b_{15} > 0$.

A segunda equação relacionou a determinação da taxa de juros à oferta de moeda como previsto no modelo IS-LM. Embora o modelo de Mundell-Fleming com taxa de câmbio fixa estabeleça que a taxa de juros doméstica seja determinada pela taxa de juros mundial, optou-se por deixar a taxa de juros sofrer algum impacto da oferta de moeda como o modelo básico pressupõe. Na medida em que esta variável depende da oferta de moeda, espera-se que ela seja influenciada negativamente, $b_{21} < 0$.

A terceira equação está associada à determinação da taxa de câmbio com o diferencial da taxa de juros. A expectativa é de que um aumento no estoque de moeda exerça pressão, no sentido de baixa, sobre as taxas de juros internas. Isso incentiva o capital a buscar outro país, aumentando a oferta de moeda no mercado de câmbio e forçando a taxa de câmbio a se desvalorizar e influenciar diretamente a exportação. Essa definição é que mostra a ligação entre a variável de comércio e a variável de mercado de ativos, $b_{23} < 0$ e $b_{32} < 0$.

A quarta equação, objeto de análise desta pesquisa, relaciona a exportação em função, especificamente, da taxa de câmbio, $b_{43} > 0$. Apesar de se buscar relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio sobre as exportações agrícolas, optou-se pela equação de exportação como função da taxa de câmbio no tempo contemporâneo. Entretanto, a hipótese foi de que a taxa de juros fornecesse algum impacto sobre os agentes econômicos, que usualmente se baseiam, primeiro, nas observações do passado.

Por fim, a última equação relaciona o produto com todas as outras variáveis do sistema. Esperava-se que a taxa de juros influenciasse o produto negativamente, $b_{52} < 0$, e que as demais variáveis o fizessem positivamente, $b_{51} > 0$, $b_{53} > 0$ e $b_{54} > 0$.

As séries de dados utilizadas foram aquelas captadas pelo modelo teórico de Mundell-Fleming, quais sejam: a) a taxa de juros (r); b) O Produto Interno Bruto (y); c) a

taxa de câmbio (q); d) o estoque agregado de moeda (m); e e) especificamente, as exportações agrícolas (x), todos estimados em logaritmo natural.

A taxa de juros real é aquela que sinaliza o mercado de capital, isto é, Títulos do Banco Central (TBC) subtraído do Índice Geral de Preços (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas. O produto interno bruto foi medido em número índice com base em dezembro de 1996, obtidos da base de dados do IPEA. A taxa de câmbio foi definida como a moeda nacional em relação a moeda americana, corrigida pelo Índice de Preço ao Consumidor dos Estados Unidos e o IGP-DI da FGV. O estoque agregado da moeda (M1) está em milhões de Reais, deflacionados pelo IGP-DI e foram obtidos junto ao Boletim do Banco Central.

A exportação agrícola, aqui, foi definida como a soma dos valores monetários dos seguintes produtos: farelo de soja, soja em grão, óleo de soja, amêndoas de cacau, manteiga de cacau, café em grão, café solúvel, suco de laranja, açúcar e seus derivados. Tais produtos foram escolhidos porque representam em torno de 80% das exportações do setor agrícola.

O modelo empírico estocástico teve a seguinte especificação:

$$\begin{aligned}
 y_t &= b_{10} + b_{11}m_{t-i} + b_{12}q_{t-i} + b_{13}r_{t-i} + b_{14}x_{t-i} + b_{15}y_{t-k} + \varepsilon_{yt} \\
 m_t &= b_{20} + b_{21}m_{t-k} + b_{22}q_{t-i} + b_{23}r_{t-i} + b_{24}x_{t-i} + b_{25}y_{t-i} + \varepsilon_{mt} \\
 q_t &= b_{30} + b_{31}m_{t-i} + b_{32}q_{t-k} + b_{33}r_{t-i} + b_{34}x_{t-i} + b_{35}y_{t-i} + \varepsilon_{qt} \\
 r_t &= b_{40} + b_{41}m_{t-i} + b_{42}q_{t-i} + b_{43}r_{t-k} + b_{44}x_{t-i} + b_{45}y_{t-i} + \varepsilon_{rt} \quad k = 1,2,3\dots \\
 x_t &= b_{50} + b_{51}m_{t-i} + b_{52}q_{t-i} + b_{53}r_{t-i} + b_{54}x_{t-k} + b_{55}y_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad i = 0,1,2,3,\dots
 \end{aligned} \tag{15}$$

onde ε_{yt} , ε_{mt} , ε_{qt} , ε_{rt} , ε_{xt} são processos ruído branco e representam os choques aleatórios, ou “surpresas” capazes de perturbarem o sistema.

4. - Resultados e Considerações Finais

Nesta seção apresenta-se uma análise do comportamento das exportações agrícolas a partir da abordagem monetária de um modelo de macroeconomia aberta. Explicam-se as exportações com relação às variáveis que estão associadas no modelo como: a taxa de câmbio, a taxa de juros, o estoque de moeda e o produto, todos relacionados simultaneamente. A inter-relação leva em conta a principal lição do modelo de Mundell-Fleming, em que o efeito de quase todas as políticas em uma economia aberta depende do regime cambial estabelecido por essa economia.

A busca de um modelo capaz de explicar a economia exige algumas hipóteses simplificadoras que possibilitem a operacionalização, mas ao mesmo tempo não podem permitir perda de generalidade. A primeira hipótese para esse modelo está associada ao tamanho da economia: optou-se por estabelecer um modelo de país “pequeno”. A segunda hipótese a ser considerada neste modelo está associada ao regime de taxa de câmbio: optou-se pela análise com regime de câmbio fixo (administrado). Conforme Seabra (1998), a

experiência recente tem indicado que os regimes administrados estão mais para o regime de câmbio fixo do que para o regime de câmbio flexível⁸.

Seguindo os princípios da metodologia de Box-Jenkins, a estimação de modelos de séries temporais deve respeitar essa condição de estacionariedade, e as séries precisam ser diferenciadas (d) vezes antes de se tornarem estacionárias. Essa avaliação é, na realidade, uma primeira informação das variáveis do sistema VAR, pois a análise de estacionariedade de modelos multivariados deve ser apurada pela metodologia de Johansen e Juselius (1990).

Na Tabela 3, apresentam-se os resultados dos testes para co-integração no modelo VAR. Verifica-se nessa Tabela que, tanto pela estatística do traço quanto do autovalor máximo, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração ($r=0$) e aceita-se a hipótese alternativa de que existem duas relações de co-integração ($r \leq 2$ e $r=2$, respectivamente) com 90% de probabilidade, ou seja, a matriz de raízes características (Π) apresenta, pelo menos, duas relações linearmente independentes, ou dois *rank*⁹. Com esse resultado, pode-se dizer que existem, no máximo, duas fontes de não-estacionariedade ligando as cinco variáveis do sistema, que deverão ser incorporadas no VAR, para fins de estimação do modelo.

Tabela 3: Teste de Johansen-Juselius para Co-Integração

	Autovalor Máximo		Estatística Traço	
	Valor Observado	Valor Crítico 90%	Valor Observado	Valor Crítico 90%
1980:1 1990:12				
r. = 0	47,58	20,90	95,27	64,74
r. ≤ 1	31,18	17,15	47,69	43,84
r. ≤ 2	7,89	13,39	16,57	26,70
r. ≤ 3	5,02	10,60	8,62	13,31
r. ≤ 4	3,60	2,71	3,60	2,71
1989:1 1996:12				
r. = 0	110,19	20,90	173,58	64,74
r. ≤ 1	39,43	17,15	63,39	43,84
r. ≤ 2	18,07	13,39	23,95	26,70
r. ≤ 3	5,59	10,60	5,89	13,31
r. ≤ 4	0,30	2,71	0,30	2,71

Fonte: dados da pesquisa.

Ressalta-se que é importante incluir a variável que considera o desvio pois a relação de equilíbrio de longo prazo, torna o sistema VAR submetido a uma correção de erros. Segundo Barros (1991), essa especificação permite que os componentes de longo prazo deixem os componentes de curto prazo mais dinâmicos e isentos de quaisquer influências que os retirem da trajetória de equilíbrio.

O segundo passo desse procedimento está associado aos efeitos das defasagens sobre o sistema VAR. Cada variável pode ser influenciada por efeitos retardados de todas as variáveis do modelo, seja por rigidez das respostas, seja pela natureza do processo de formação de expectativas. Para levar em conta esse efeito retardado, é preciso estabelecer a

⁸ Para o período analisado nesta pesquisa, ainda é razoável admitir o regime de câmbio fixo.

⁹ Se os valores obtidos pelas estatísticas forem superiores aos respectivos valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração (Johansen e Juselius, 1990).

estrutura de defasagens do modelo. A partir dos resultados optou-se por um modelo com oito defasagens, em razão de os testes de AIC e SBC e razão de verossimilhança, apresentarem quatro defasagens no mínimo. No segundo período optou-se pelo modelo VAR com duas defasagens.

As diferentes defasagens nos dois períodos confirmaram que os agentes econômicos se ajustaram mais rapidamente no período em que a economia se tornou mais aberta do que no período em que ela apresentava algum nível de fechamento. Pela condição de paridade de juros, esse comportamento era previsível, pois tanto a taxa de juros quanto a taxa de câmbio se ajustam mais rapidamente quando existe a mobilidade de capital entre os mercados financeiros mundiais, para determinado regime cambial.

Os coeficientes estimados na matriz $B(0)$ do modelo VAR dos dois períodos estão apresentados na Tabela 4. Esses coeficientes fornecem os efeitos imediatos e parciais (contemporâneos) de choques nas diversas variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes¹⁰. Vale ressaltar que, na interpretação dos coeficientes estimados da matriz de interações contemporâneas, tem-se dado maior importância aos sinais dos coeficientes do que às suas significâncias estatísticas (Sims, 1986; Bernanke, 1986).

A interpretação dos resultados da Tabela 4 deve ser feita com cuidado, pois as variáveis estão nas primeiras diferenças. A exportação agrícola, no tempo contemporâneo, mostrou-se de acordo com o esperado e o aumento da taxa de câmbio, que representou desvalorização da moeda nacional, tendeu a melhorar nossa competitividade no mercado externo, tornando os produtos domésticos mais barato no exterior, representado por 1,48% e 0,55% para cada 1,00% de desvalorização no primeiro e segundo períodos, respectivamente. É também importante lembrar que esta é uma análise do tempo contemporâneo, e a hipótese de impacto da taxa de juros (como parte do objetivo deste trabalho) deve ser analisada através da função de resposta a impulso e a decomposição da variância do erro de previsão.

Na Tabela 5, apresenta-se a decomposição da variância de previsão das exportações agrícolas em termos da contribuição de cada variável incluída no modelo. Destaca-se a importância da taxa de câmbio sobre a trajetória das exportações. Entre 1980 e 1990, um choque inesperado na taxa de câmbio representava 45% de contribuição na variância das exportações contra 39% no período de 1990 a 2001 (a partir do segundo mês posterior ao choque). Houve significativa redução da explicação da taxa de câmbio sobre a variância das exportações entre os dois períodos.

Salienta-se a participação da taxa de juros sobre as exportações agrícolas nos dois períodos. Observou-se que, no primeiro período, um choque inesperado na taxa de juros teve impacto de 19,27% sobre as exportações em $(t+1)$. No segundo período, esse choque representou 1,93%. Observou-se também que os impactos se estabilizaram até o segundo ano posterior ao choque.

¹⁰ A análise estrutural pelo modelo VAR permite testar o sentido de causalidade de Granger por meio do teste de F. Entretanto, este teste tem recebido críticas, isto é, pode-se encontrar um sentido de causalidade resultante simplesmente da omissão de algumas variáveis que estejam correlacionadas com as variáveis do modelo. Pelo fato de os testes terem sido ambíguos, optou-se por manter as causalidades previstas pela teoria econômica e deixar de apresentar os resultados dos testes da estatística de F.

Tabela 4: Matrizes de interações contemporâneas (B_0) dos modelos VAR com oito defasagens (1980:1-1990:12) e quatro defasagens (1989:1 1996:12) - Variáveis em logaritmo

Equações 1980:1-1990:12	<i>Variáveis Explicativas</i>				
	m	r	q	x	y
m	1				-1,0676
r	-5,046	1	-43,3387		
q		0,5105	1		
x			1,48223	1	
y	8,9486	35,2509	27,4234	-28,2443	1

Equações 1990:1-2001:12	<i>Variáveis Explicativas</i>				
	m	r	q	x	y
m	1				-0,0019
r	-2,02169	1	-22,4769		
q		0,87503	1		
x			0,55633	1	
y	-6,25988	16,52692	-42,74540	-22,36858	1

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 5: Impactos recebidos na variância do erro de previsão das exportações (x)

Meses	Primeiro Período: 1980:1 até 1990:12				
	m.	r.	q.	x.	y.
1	0,0000	0,1468	52,7905	0,7842	46,2752
2	0,0244	0,3704	46,4321	0,0428	53,1307
5	0,0208	0,4670	45,5950	0,0421	53,8748
12	0,0935	0,4667	45,5718	0,0413	53,9007
18	0,0193	0,4665	45,5713	0,0413	53,9014
24	0,0192	0,4665	45,5713	0,0413	53,9015
Meses	Segundo Período: 1990:1 2001:12				
	m.	r.	q.	x.	y.
1	0,0365	19,2770	24,6711	55,9208	0,0943
2	0,0000	1,9365	39,3448	0,1558	58,5627
5	0,0000	1,9366	39,3452	0,1558	58,5621
12	0,0000	1,9366	39,3452	0,1558	58,5621
18	0,0000	1,9366	39,3452	0,1558	58,5621
24	0,0000	1,9366	39,3452	0,1558	58,5621

Fonte: dados da pesquisa.

Chama-se a atenção para a elevação da participação da taxa de juros sobre a variância da previsão das exportações a partir de 1990. Tal comportamento coincide com o relativo processo de liberalização dos mercados financeiro e comercial, no Brasil, fato que é explicado pelo modelo de Mundell-Fleming.

Além de observar a relativa estabilização do poder de explicação da taxa de câmbio e taxa de juros sobre as exportações para ambos os períodos, era fundamental saber quanto tempo foi exigido para a acomodação total do choque inicial tanto no primeiro período quanto no segundo. Para isso, analisaram-se as funções de resposta a impulso.

A partir da análise de resposta a impulsos, observou-se o efeito de choques nas exportações, levando em conta os efeitos simultâneos de todas as variáveis incluídas no sistema. A taxa de juros apresentou impacto inicial positivo apenas dois meses, enquanto a taxa de câmbio permaneceu influenciando positivamente as exportações até o oitavo mês subsequente ao choque.

Em comparação com o segundo período, observou-se mudança da influência da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações. A taxa de câmbio passou a influenciar negativamente as exportações durante os dois primeiros meses, enquanto a taxa de juros teve influência durante quatro meses também negativamente. Com relação ao primeiro período, verificou-se que o impacto dessas variáveis mudou de direção.

É importante salientar, entretanto, que o efeito total dos choques sobre as exportações agrícolas apresentou convergência dos efeitos no primeiro período muito mais lentamente do que no segundo. O retorno da trajetória das exportações no segundo período ocorreu no décimo mês subsequente ao choque, enquanto no primeiro período não houve convergência evidente durante os 24 meses posteriores aos choques.

O resultado corrobora as expectativas dos efeitos das variáveis sobre as exportações. No segundo período, os impactos foram amortecidos mais rapidamente. Observou-se que a taxa de câmbio, variável mais significativa no modelo, até o oitavo mês impactou positivamente as exportações, a partir daí até o 20º mês influenciou negativamente e, depois, positivamente. Já no segundo período houve influência da taxa de câmbio somente até o 10º mês posterior ao choque, com convergência total a partir daí. O mesmo se observou com as outras variáveis. Em comparação entre os dois períodos, os choques autônomos em cada variável do sistema foram absorvidos mais rapidamente no segundo período.

Por isso, infere-se que a partir de 1990 os ajustes macroeconômicos passaram a exigir uma orientação mais expressiva sobre as variáveis internacionais, por parte dos agentes exportadores: alteração do cenário internacional apresentou efeito imediato sobre as expectativas domésticas, principalmente quando o grau de abertura para a mobilidade de capital se tornou maior.

Em síntese, o modelo de causalidade contemporânea, ou modelo de vetores autoregressivos de série de tempo, permitiu uma análise singular para o setor agrícola em duas direções. Ou seja, pôde-se explorar uma lacuna pouco discutida no Brasil, onde uma quantidade muito grande de estudos tem a direção dos impactos da agricultura sobre as variáveis macroeconômicas, entretanto, pouco tem se dito na direção oposta: as políticas macroeconômicas sobre o setor agrícola, sobretudo, sobre os estímulos à produção de “tradables” em ambiente de macroeconomia aberta com mobilidade de capital.

Referências Bibliográficas

- BARROS, J. R. M. *Exportações agrícolas não-tradicionais e o custo doméstico das divisas*. Estudos Econômicos, v.3, n.2, p.7-30, 1973.
- BARROS, G. S. *Impacts of monetary and real factors on the US dollar in identifiable VAR models*. Revista Brasileira de Economia, v.45, n.4, p.519-541, 1991.
- BERNANKE, B. *Alternative explanations of money-income correlation*. Cambridge: National bureau of economic research (NBER), 1986. (46). (Working Paper n.1842).
- BESSLER, D. A. *Relative price and money: a vector autoregression on Brazilian data*. American Journal of Agriculture Economics, n.66, p.25-30, 1984.
- BLANCHARD, O.; FISCHER, S. *Lectures on macroeconomics*. MIT, 1996.
- BLANCHARD, O. *Macroeconomia: teoria e política econômica*. Trad: Ricardo Inojosa. Rio de Janeiro: Campus, 1999.
- CASTRO, A. S.; ROSSI JR., J. L. *Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 19 p. (Texto para Discussão, n. 716).
- CLARIDA, R.; GALI, J. *Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?* Cambridge: National bureau of economic research (NBER), 1994. 84 p. (Working Paper n. 4658).
- COOLEY, T. F.; LeROY, S. F. *A theoretical macroeconomic: a critique*. Journal Monetary Economy, v.16, n.2, p.283-308, 1985.
- DORNBUSCH, R. *Expectations and exchange rate dynamics*. Journal of Political Economy, v.84, p.1161-1176, 1976.
- FLOOD, R. P.; ROSE, A. K. *Fixing exchange rates: a virtual quest for fundamentals*. Journal of Monetary Economics, v.36, n.3, p.3-37, 1995.
- FRENKEL, J. A.; RAZIN, A. *Fiscal policies and growth in the world economy*. 3 ed. Massachusetts Institute of Technology (MIT), 1996.
- FRIEDMAN, M. *The Case for flexible exchange rates*. In: Essays in positive economics. Chicago: University of Chicago Press, 1953.
- GARDNER, B. L. *On the power of macroeconomic linkages to explain events in U.S. agriculture*. American Journal Agriculture Economics (AAEA), v.63, n.5, p.871-878, 1981.
- GOLDIN, I.; REZENDE, G. *Agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 119 p. (IPEA. Série IPEA, 138).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.52, p.169-219, 1990.

- KESSEL, M. *Regimes cambiais e políticas cambiais brasileiras*. Boletim do Banco Central (Separata), p.263-286, 1998.
- LEE, J.; CHINN, M. D. *The current account and the real exchange rate: a structural VAR analysis of major currencies*. Cambridge: National bureau of economic research (NBER), 1998. (Working Paper n. 6495).
- LOPES, M. R. *Os efeitos das políticas macroeconômicas sobre a agricultura*. Companhia de financiamento da produção (CFP). Coleção Análise e Pesquisa, v. 37. 1989.
- LOPES, M.; REZENDE, G. *O desenvolvimento agrícola no novo marco macroeconômico da américa latina*. Chile: CEPAL, 1994.
- MAIA, S.F. *Efeitos da Taxa de Câmbio e da Taxa de Juros sobre as Exportações Agrícolas Brasileiras de 1980 até 1996: Uma Abordagem de Auto-Regressão Vetorial*. Recife, Universidade Federal de Pernambuco (Tese de Doutorado em Economia – PIMES), Fevereiro de 2001.
- MANKIWI, G. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro: LTC, 1995.
- MUSSA, M. *Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications*. Carnegie-Rochester Series on Public Policy, v.26, 1986.
- ORDEN, D.; FACKLER, P. *Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models*. American Journal of Agricultural Economics, v.71, p.495-502, 1989.
- PENSON, J. B.; GARDNER, B. L. *Implications of the macroeconomic outlook for agriculture*. American Journal Agriculture Economics (AAEA), v.70, n.5, p.1014-1022, 1988.
- RAUSSER, G. C. et al. *Macroeconomic linkages, taxes, and subsidies in the U.S. agricultural sector*. American Journal Agriculture Economics (AAEA), v.68, n.2, p.399-412, 1986.
- RAZIN, A.; YUEN, C. *Can capital controls alter the inflation-unemployment trade-off*. Cambridge: National bureau of economic research (NBER). 1995. 18p. (Working Paper n. 5239).
- SCHUH, G. E. *The exchange rate and U.S. agriculture*. American Journal Agriculture Economics (AAEA), v.56, n.1, p.1-13, 1974.
- SEABRA, F. *O modelo de bandas cambiais e a variabilidade da taxa de câmbio*. Estudos Econômicos, v.28, n.2, p.199-224, 1998.
- SHANE, M. D.; LIEFERT, W. M. *The international financial crisis: macroeconomic linkages to agriculture*. American Journal Agriculture Economic (AAEA), v.82, n.3, p.682-687, 2000.
- SHANE, M. D. *Exchange rates and U.S. agricultural trade*. U.S. Department of Agricultural, Economic Research Service, Agricultural Information Bulletin n.585, jan.1990.
- SIMS, C. *Macroeconomics and reality*. Econometrica, v.48, n.1, p.1-48, 1980.
- SIMS, C. *Are forecasting models usable for pollicy analysis?* Quarterly review-Federal Reserve Bank of Minneapolis. (winter), 1986.