

# A OFERTA DE PRODUTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

AFFONSO CELSO PASTORE \*

## 1 O MITO.

Durante muitos anos foi bastante generalizada a crença de que a oferta de produtos agrícolas, nos países com baixos níveis de renda per-capita não responderia, ou responderia muito pouco, aos estímulos dos preços relativos. Essa hipótese, que impressionou simultaneamente os economistas de vários países<sup>1</sup>, surgiu na América Latina ligada às análises dos economistas pertencentes à chamada “corrente estruturalista da inflação”, e foi utilizada como um dos pontos críticos na explicação da existência de tensões inflacionárias crônicas em países em processo de desenvolvimento.

Sua importância no Brasil pode ser avaliada pela influência que exerceu, durante um período bastante amplo, nas análises ligadas aos problemas inflacionários, e nas elaborações de diagnósticos sobre os problemas da agricultura<sup>2</sup>

Por inelasticidade da oferta entendem os estruturalista a “incapacidade de produção agrícola (ou mais especificamente da produção agrícola para o mercado interno) em crescer e se diversificar de forma a atender ao crescimento e à diversificação da demanda”<sup>3</sup> O

---

\* Do Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia e Administração da U.S.P.

1. Ver por exemplo as citações de Krishna, R. “Farms Supply Response in India-Pakistan: A Case Study of the Punjab Region”, *The Economic Journal*, Vol. 73, setembro de 1963; sobre discussões, na Índia extremamente semelhantes às ocorridas na América Latina.

2. Em períodos mais recentes toda a atitude do Governo tem sido consistente com a hipótese de que os preços relativos desempenham um papel importante nas decisões sobre “o que” e “quanto” produzir. Trata-se, contudo, de uma tendência bastante recente, não corroborada pelo Plano Trienal de Desenvolvimento Econômico de 1962, nem pelo Plano de Ação Econômica do Governo, elaborado depois da Revolução de 1964.

3. Ver a esse respeito Grunwald, J. “The Structuralist School on Price Stabilization and Economic Development: The Chilean Case” in A. O. Hirshman ed. “Latin American Issues, 20th. Century Fund, N. Y., 1961.

aumento da demanda de produtos agrícolas para o mercado interno somente poderia ser atendido se a oferta de produtos agrícolas fosse suficientemente elástica para responder rapidamente aos estímulos dos preços relativos. Mas contrariamente ao que se poderia esperar em uma economia sensível ao mercado, supunham os estruturalistas que a elevação dos preços internos não provocaria uma forte repercussão no setor produtor de produtos agrícolas. A razão para essa ausência de resposta (ou para a pequena resposta) estaria na estrutura agrária que prevalece na maioria dos países Latino Americanos. “Êstes seriam dominados de um lado por vastos latifúndios não capitalistas, cujos proprietários não estariam interessados na maximização dos lucros, ou por minifúndios, onde os agricultores mal conseguem ganhar a subsistência, não estando integrados na economia de mercado mais ampla”<sup>4</sup>. Mesmo que ocorressem profundas alterações na estrutura de preços relativos, a oferta não se modificaria, pois as instituições gerariam um tipo de comportamento dos agricultores desvinculado dos estímulos econômicos.

Embora essa hipótese tivesse sido popularizada em análises do processo inflacionário Latino-Americano, sua consequência mais importante ocorreria do lado da alocação dos fatores de produção, e da capacidade demonstrada pelo setor agrícola em absorver novas tecnologias. Argumentam os estruturalistas que “se a propriedade das terras está vários estágios afastada daqueles que efetivamente a cultivaram, os incentivos para a melhoria dos métodos de cultivo, para o uso de fatores de produção mais modernos, de novas práticas de conservação do solo, são necessariamente mais fracos”<sup>5</sup>. A estrutura da propriedade tornaria o comportamento do agricultor impermeável a quaisquer estímulos econômicos. As decisões sobre “o que” e “quanto” produzir seriam tomadas de acordo com as necessidades de subsistência de cada um, enquanto que as decisões sobre “como produzir” derivariam da observação do comportamento dos antepassados, mantendo-se os modos de produção tradicionais, sem introduzir modificações tecnológicas tendentes a aumentar a produtividade média da mão-de-obra.

Mais do que uma simples fonte de tensões inflacionárias estruturais, o setor agrícola seria o foco do atraso de todo o processo de desenvolvimento econômico. A menos que a estrutura agrária fosse profundamente alterada, nada garantiria que o setor pudesse superar os obstáculos que impediriam o crescimento da produtividade agrícola,

---

4. Ver a esse respeito Baer, W. “A Controvérsia sobre a Inflação na América Latina: uma pesquisa” Revista de Ciências Econômicas, n.º 1, 1968.

5. Ver GrunWald, J. *op. cit.*

retirando-o de sua condição de retardatário. De nada adiantariam as alterações de preços relativos, porque a composição da produção permaneceria a mesma. A oferta global somente cresceria na medida em que se expandisse a fronteira de terras novas, mas nada garantiria que essa expansão fosse suficientemente ampla para atender ao crescimento da demanda.

A ausência de resposta aos preços não garantiria uma alocação eficiente dos fatores de produção existentes, e algumas alterações na composição dos fatores disponíveis poderia provocar sensíveis melhorias nos níveis de produtividade. Finalmente a ausência de resposta aos estímulos econômicos impediria a absorção de novas tecnologias que impulsionassem o crescimento do setor

Embora essa interpretação do atraso relativo da agricultura tivesse dominado durante um período bastante apreciável, a hipótese de comportamento “irracional” dos agricultores, que figura na base de toda essa argumentação nunca foi colocada à prova pelos seus adeptos.

Ao longo dos últimos anos, a publicação de uma série de estudos empíricos realizados em vários países, têm conduzido a uma rejeição gradual dessa imagem sobre a agricultura dos países sub-desenvolvidos, e a uma mudança do enfoque dos problemas ligados ao desenvolvimento econômico do setor<sup>6</sup>. Pelo menos para aquelas áreas onde es-

---

6. Além do trabalho mencionado na nota 1, ver ainda Falcon, W. “Farms Supply Response in a Subsistence Economy: The Case of The West Pakistan. American Economic Review, Papers and Proceedings, 1964”; Dean, E. “The Supply Response of African Farms”, North Holland, Amsterdam, 1966; Eddel, M. “The Adequacy of Food Production for Economic Development in Latin America” Tese de M. A. não publicada, pela Universidade de Columbia, 1965; Brandt, S. A. “Estimativas de Ofertas de Produtos Agrícolas no Estado de São Paulo” (mimeo) Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo; Delfim Netto e outros. “Agricultura e Desenvolvimento Econômico no Brasil” Estudos ANPES n.º 5, São Paulo, 1965. Em todos eles existem evidências interessantes na resposta de produção agrícola aos preços, para vários países e produtos.

Em uma linha diversa, mas apontando para as mesmas conseqüências, estão alguns trabalhos que mostram que não existem razões para rejeitar a hipótese de que em regiões de agricultura tradicionais, a alocação de fatores é eficiente ao nível da tecnologia existente. Os testes desenvolvidos partiram da estimativa de funções de produção, com as quais puderam ser calculadas as produtividades marginais dos vários fatores. Multiplicando as produtividades marginais pelos preços do produto, esses valores puderam ser comparados com os preços dos respectivos fatores, verificando-se que, em média, não diferiam entre si. Em outras palavras, ao nível da tecnologia existente (e consubstanciada na função de produção), não existem razões para rejeitar a hipótese de que os agricultores obtêm aquela particular produção ao menor custo. Ver a esse respeito Hopper, D. — “Allocation — Efficiency in a Traditional Indian Agriculture” Journal of Farm Economics, Vol. 47, agosto de 1965; Welch, D. E. “Response to Economic Incentives by Abakaliki Rice Farms in Eastern Nigeria, Journal of Farm Economics, Vol. 47, novembro de 1965 e Chenareddy, V. “Production Efficiency in South Indian Agriculture, Journal of Farm Economics, Vol. 49, novembro de 1967.

sas investigações foram realizadas não existem razões para rejeitar a “teoria econômica ortodoxa” como provedora de um instrumental capaz de auxiliar a análise de seus problemas.

A maioria dos trabalhos mencionados inspirou-se nas hipóteses que o prof. T. W. Schultz vem divulgando há longo tempo dentro da tradição oral da Universidade de Chicago, e que apareceram reunidas em seu livro “Transforming Traditional Agriculture”<sup>7</sup>. A existência de agriculturas tradicionais, caracterizadas pela persistência secular das técnicas de produção, pela ausência de novos investimentos, e pela baixa produtividade média dos fatores tradicionais, não seria atribuída à ausência de resposta, por parte dos agricultores, aos estímulos econômicos.

Ao contrário, é parte explicitamente da hipótese de que os agricultores respondem a preços (com a consequência de que, ao nível da tecnologia existente, e decorrido o período necessário para o ajustamento, os fatores estão “ótimoamente” alocados) e atribui a ausência de investimentos nas agriculturas tradicionais à baixa taxa de retorno sobre os investimentos em fatores tradicionais. Os chamados “fatores modernos”, que incorporam elevadas doses de “progresso tecnológico” poderão ser adotados desde que *exista* efetivamente a disponibilidade de tais insumos, a custos mais reduzidos, o que torna a produção desses fatores a mais importante fonte geradora do desenvolvimento agrícola. Nas agriculturas tradicionais a indução a poupar seria baixa devido às baixas taxas de retorno sobre os fatores existentes, e não existiriam alternativas de investir em fatores mais modernos porque a oferta desses fatores seria inexistente ou insuficiente. As Agriculturas em transformação são o produto de um aumento da oferta dos fatores não tradicionais<sup>8</sup>.

Esse diagnóstico baseia-se em duas hipóteses que podem ser colocadas à prova, permitindo a verificação de sua adequação ao caso brasileiro. A primeira refere-se à “racionalidade” no comportamento dos agricultores, e pode ser colocada à prova através de uma análise

---

7. Schultz, T. W. “Transforming Traditional Agriculture” Yale University press, New Haven, 1964.

8. Em uma economia na qual esse diagnóstico fosse correto, a reforma agrária seria apenas uma forma de redistribuir a pobreza, e não de aumentar a eficiência econômica do setor. Ela se justificaria pelo desejo de provocar uma redistribuição mais equitativa das terras disponíveis. A menos que a estrutura de propriedades concentrasse as terras férteis nas mãos de proprietários que não as exploram, largando aos agricultores propriamente ditos as terras menos férteis, não existiriam formas de aumentar a produtividade média dos fatores tradicionais (terra e mão-de-obra), a partir da reforma agrária. Essa meta somente poderia ser atingida com o aumento das taxas de retorno sobre os investimentos em fatores modernos.

da resposta da produção agrícola aos preços relativos, ou artavés do teste de eficiência na alocação dos fatores de produção disponíveis. A segunda refere-se aos níveis das taxas de retorno sobre os investimentos em fatores “tradicionais”, nas áreas de agriculturas mais pobres.

O objetivo do presente trabalho é o teste da resposta da produção agrícola aos preços, no Brasil. A existência de vastas regiões agrícolas bastante heterogêneas, e em níveis de desenvolvimento muito diversos, tornaria relativamente mais pobres os resultados de funções oferta estimadas para o Brasil como um todo. Dessa forma resolvemos trabalhar analisando (além do Brasil agregadamente) três regiões diversas. A primeira é a região Nordeste, englobando os estados que se estendem desde o Piauí e Maranhão, no Meio Norte, até o estado da Bahia, no leste do País. A segunda região é a Centro Sul, englobando os estados de Minas Gerais, Espírito Santo, Mato Grosso, Goiás e os demais estados do Sul do país, à exceção do Estado de São Paulo. Este último foi destacado da região mais ampla, sendo estudado separadamente, e constituindo-se na terceira área investigada.

A divisão regional escolhida deriva, em parte, das diferenças no meio físico existentes entre as regiões, e em parte devido às características econômicas e cada uma das áreas. Na região Nordeste as condições físicas são bem mais precárias do que no restante do país. Não existe uma perfeita homogeneidade do meio físico ao longo de toda a área, distinguindo-se, em uma primeira aproximação, as regiões climaticamente extremas constituídas pela franja litorânea, que se estende desde o Rio Grande do Norte até a Bahia, onde a precipitação pluviométrica é bastante elevada, se bem que não idealmente distribuída, e caracterizada por solos mais férteis, e a região do sertão semi-árido, onde se verificam as piores condições, devido basicamente à má qualidade do solo, à baixa precipitação pluviométrica, e à irregularidade de sua distribuição dentro do ano. Entre o sertão e a zona litorânea estende-se uma área intermediária, que se presta razoavelmente à agricultura, ao lado de manchas na zona do sertão, irrigadas por poucos rios permanentes, que são os únicos vales férteis desta última área.

A agricultura é, em geral, bastante rudimentar, baseada em práticas tradicionais e pouco produtivas do ponto de vista tecnológico. Comparativamente aos níveis de produtividade verificados na região Centro Sul, o Nordeste, à exceção da faixa litorânea, apresenta-se como uma região sensivelmente pobre, com níveis de renda per-capita bastante inferiores aos das demais regiões do país. A persistência no tempo dos modos de produção, bem como a baixa produtividade dos

fatôres tradicionais, são elementos que permitem caracterizar a região Nordeste como área de agricultura tradicional, em contraposição à da região Centro Sul, que é uma agricultura nitidamente em transformação.

Nesta última área, também relativamente heterogênea do ponto de vista físico, as condições do meio são inegavelmente superiores às do Nordeste, e são sensíveis as alterações na produtividade média dos fatôres terra e mão-de-obra.

Os aumentos de produtividade média da terra e mão-de-obra, no Centro Sul, derivam, em larga medida, da incorporação de novas tecnologias e da melhoria da qualidade de alguns fatôres de produção, como sementes, variedades, etc., que derivam da maturação de investimentos relativamente grandes em pesquisa. As constantes mutações tecnológicas, com a freqüente incorporação de conhecimentos sobre técnicas de cultivo e fatôres de melhor qualidade a caracterizam, tipicamente, como uma agricultura em transformação<sup>9</sup>

Dentro da região Centro Sul o Estado de São Paulo destaca-se com uma agricultura bem mais desenvolvida, e em várias culturas apresenta-se extremamente mais eficiente do que o restante do Centro Sul.

9. Embora não existam investigações que mostrem a evolução das técnicas de produção nas regiões Nordeste e Centro Sul, a aludida "constância tecnológica" do Nordeste pode ser inferida de alguns dados agregativos. Partindo da identidade convenientemente disposta

$$P = (P/A) (A/N) N,$$

onde P é o nível de produção, A a área cultivada e N a mão-de-obra empregada, calculando a derivada logarítmica com relação ao tempo, desprezando os duplos produtos e aproximando para diferenças finitas temos

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta(P/A)}{(P/A)} + \frac{\Delta(A/N)}{(A/N)} + \frac{\Delta N}{N} + \text{duplos produtos}$$

que mostra que a taxa de crescimento da produção agrícola pode ser decomposta desprezando-se os duplos produtos na taxa de crescimento da produção por unidade de área, que captaria basicamente os efeitos da incorporação de novas sementes, variedades, fertilizantes, e alguma mecanização, na taxa de crescimento da relação área/homem, supostamente captando o aumento da mecanização, e na taxa de crescimento da mão-de-obra empregada. No período 1955/62 em que se concentram substanciais ganhos de produtividade agrícola no Brasil, êsses resultados para o Nordeste e Centro Sul foram os seguintes:

Causas de Aumento da Produção	Nordeste	Centro Sul
1. aumento da produção por área	0,3	3,9
2. aumento de relação área/homem	0,2	1,0
3. aumento da mão-de-obra empregada	4,4	2,6
4. aumento da produção	4,9	7,7

Os dados de área e produção são os fornecidos pelo SEP (Serviço de Estatística da Produção do Ministério da Agricultura) anualmente, e a população do período foi interpolada geomêtricamente a partir dos dados dos censos de 1950 e 1960.

Ao lado dessas diferenças específicas da produção agrícola, é importante ter em mente as diferenças do meio econômico em que elas estão inseridas. Com o aumento dos níveis de desenvolvimento econômico generalizam-se os investimentos em infra-estrutura, em equipamento urbano, em educação, formal e técnica, etc., que contribuem para gerar um melhor funcionamento de todo o setor agrícola. Uma agricultura inserida em uma região mais pobre, sem transporte e comunicações terá a mobilidade dos fatores de produção extremamente prejudicada. Será mais difícil o deslocamento dos trabalhadores entre fazendas, dificultando uma resposta mais rápida aos estímulos econômicos; a ausência de comunicações impedirá que as decisões sobre “o que” produzir sejam tomadas com um menor grau de risco; as dificuldades de transportes e acesso aos mercados fazem com que parte dos lucros fiquem nas mãos dos intermediários, etc.

O desenvolvimento econômico da área permite a superação de parte desses problemas, e na medida que influir sobre a mobilidade dos fatores de produção, poderá provocar um aumento das elasticidades das funções de oferta, dando ao setor agrícola uma maior capacidade de responder aos estímulos dos preços relativos.

Um exemplo interessante desse fenômeno ocorreu em São Paulo, desde a queda da importância do setor café os dias presentes. Na fase de agricultura predominantemente cafeeira as fazendas organizavam-se na forma de colonato, com os empregados trabalhando e morando nas próprias fazendas, recebendo como remuneração um salário (em geral proporcional à colheita), e uma remuneração em espécie, derivada de uma cultura de subsistência. Nas fases de quedas do mercado cafeeiro não se reduzia a produção, permanecendo os trabalhadores nas fazendas e mantendo-se a cultura de subsistência. Com a queda da importância relativa do café e o surgimento da industrialização, essa estrutura de trabalho foi sendo quebrada, e a diversificação da produção dentro das fazendas foi permitindo um aumento da mobilidade do fator dentro das fazendas, entre culturas alternativas. Mais recentemente, com o desenvolvimento dos sistemas de transportes e comunicações tornou-se mais freqüente a existência de empregados diaristas, que residem em núcleos urbanos, e que eventualmente podem trabalhar em várias fazendas, dependendo dos salários de cada uma delas.

Na medida em que essas práticas se estendem, a resposta da produção deve aumentar, embora seja difícil dizer se esse fato é quantitativamente importante. Se as alterações na alocação forem mais rápidas, e as unidades produtoras chegarem mais rapidamente próximo dos níveis de utilização eficiente dos recursos, a taxa de acumulação de capital deverá crescer, beneficiando o desenvolvimento econômico. Este, talvez, seja um dos fatores explicativos do desenvolvimento mais rápido do Centro Sul do país.

Finalmente, além de estarmos investigando a resposta da produção em regiões econômica e fisicamente bastante diversas, nossa análise se estendeu sobre produtos predominantemente comerciais e sobre produtos que são caracteristicamente de subsistência. No caso brasileiro não é simples identificar qual a participação das culturas de subsistência, uma vez que em vastas regiões existe uma intensa comercialização de produtos de alimentação. Uma caracterização mais eficiente somente poderia ser realizada tomando-se algumas regiões, especificamente. Para contornar esse problema procuramos incluir na amostra um grande número de produtos agrícolas, de forma a investigar todas as alternativas possíveis.

## 2. A PESQUISA EMPÍRICA.

Uma especificação bastante simples do modelo de oferta é a que exprime a produção no período  $t$  como uma função dos preços do próprio produto no tempo  $t-1$ , “deflacionados” por um índice geral de preços, ou por um índice de preços recebidos pelos agricultores. De um modo geral essa especificação mostra-se empiricamente fraca, impedindo a captação da significância da variável preço, sugerindo a insensibilidade da produção aos preços.

Algumas limitações dessa especificação são bastante óbvias. Primeiramente entre a decisão sobre “o que” e “quanto” produzir e a produção propriamente dita decorre um período relativamente longo, e na tomada de suas decisões os agricultores terão de formular expectativas sobre os preços no momento da venda de sua produção. Em segundo lugar, uma vez verificados os estímulos dos preços, não está garantido que a produção possa reajustar-se imediatamente. A mobilidade dos fatores de produção, quer dentro de uma única firma quer entre as firmas, pode sofrer uma série de limitações à curto prazo, dificultando a imediata realocação dos fatores.

Denominando-se por  $y^+_t$  a quantidade que os agricultores desejam produzir depois de decorrido um período de tempo suficiente para uma completa realocação dos fatores, e por  $p^+_{it}$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  os preços esperados do próprio produto e dos  $n-1$  produtos alternativos e fatores de produção, a função de oferta pode ser especificada na forma

$$(1) \quad y^+_t = f(p^+_{it}, X) + u_t$$

onde  $X$  é um vetor de variáveis que deslocam a oferta independentemente dos preços relativos, como o progresso tecnológico, alterações climáticas etc. A variável  $u_t$  é a componente aleatória do modelo.



Se admitirmos que os preços esperados em  $t$  são os próprios preços verificados em  $t-1$ , e que a oferta atual em  $t$  é a própria oferta atual em  $t-1$ , mais um ajustamento que é uma proporção  $\beta$  do acréscimo desejado à longo prazo, isto é

$$(2) \quad y_t - y_{t-1} = \beta(y_t^+ - y_{t-1}) \quad 0 < \beta \leq 1$$

estaremos dentro do modelo utilizado por Nerlove<sup>10</sup>, e que tão bons resultados tem apresentado em análises empíricas de funções de oferta.

A relação (1) é a oferta de longo prazo. Ela fornece qual a quantidade que os agricultores desejam produzir depois de superados todos os impedimentos à realocação de recursos no curto prazo. Desde que os preços estão sempre se alterando, os valores de  $y^+$  nunca serão observados, impedindo estimação de (1) diretamente.

A relação (2) é a hipótese sobre como a oferta atual converge para o equilíbrio de longo prazo, sendo o parâmetro  $\beta$  denominado de coeficiente de ajustamento da oferta. A magnitude do coeficiente  $\beta$  determina a velocidade com que a oferta de curto prazo se aproxima do seu equilíbrio de longo prazo. Em particular se  $\beta = 1$ , teremos  $y_t = y^+$ , o que implica que o ajustamento será imediato, e não existirão, no período considerado, impedimentos a uma imediata realocação de recursos<sup>11</sup>

---

10. Ver a esse respeito três dos trabalhos do autor, que fornecem uma avaliação das virtudes e limitações do modelo, "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities" *Journal of Farm Economics*, Vol. 38, maio de 1956; "Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities" U. S. Department of Agriculture, Washington, 1958, e "Distributed Lags and the Estimation of Long Run Supply and Demand Elasticities: Theoretical Considerations", *Journal of Farms Economics*, Vol. 40, maio de 1958.

11. A relação (2) pode ser reescrita na forma

$$y_t = (1 - \beta) y_{t-1} + \beta y_t^+$$

que é uma equação a diferenças finitas de primeira ordem, não homogênea, e que na hipótese de constância dos preços relativos e dos elementos do vetor  $X$  pode ser solucionada, fornecendo:

$$y_t = (1 - \beta)^t y_0 + [1 - (1 - \beta)^t] y^+$$

onde  $y_0$  é dado pela condição inicial (a oferta antes da alteração de uma das variáveis de  $f(\quad)$ ), e que fornece a trajetória de  $y_t$  partindo do equilíbrio prévio e em direção ao novo equilíbrio. Com  $\beta < 1$ , a trajetória é assintótica e o novo equilíbrio só será atingido, formalmente, no infinito. É possível calcular o período de tempo necessário para que a oferta corrente iguale uma proporção  $\alpha$  da oferta de longo prazo. Para tanto basta fazer o coeficiente de  $y^+$  na relação acima igual a  $\alpha$ , o que nos conduz a

$$(1 - \beta)^t = 1 - \alpha$$

que pode ser facilmente solucionado para  $t$ , fornecendo o período procurado.

Combinando (1) e (2) temos:

$$(3) \quad y_t = \beta f(p_{i, t-1}, X) + (1 - \beta) y_{t-1} + \beta u_t$$

que é a “forma reduzida” do modelo, na qual comparecem apenas variáveis diretamente observáveis que permite estimação do modelo pelo método de Mínimos Quadrados. Ao longo de todo o presente trabalho admitiremos a linearidade da função  $f(\quad)$ , pois essa hipótese demonstrou ser mais eficiente empiricamente. O complemento a um do coeficiente de  $y_{t-1}$  fornece uma estimativa do coeficiente de ajustamento da oferta, enquanto que os demais coeficientes serão uma estimativa de  $\beta$  multiplicados pelas declividades da oferta com relação a cada uma das demais variáveis incluídas.

Se o coeficiente de  $y_{t-1}$  em (3) não diferir significativamente de zero não teremos razões para rejeitar a hipótese de que  $\beta$  é igual a um, isto é, que o ajustamento é imediato. O modelo utilizado, conseqüentemente, admite como um caso particular a ausência de ajustamento parcial na oferta.

Foram selecionados os produtos mais importantes para o Brasil, e para cada uma das regiões. Dentre os mais importantes apenas o café foi abandonado, devido à sua característica de cultura permanente e com um mecanismo de resposta aos preços mais complexo do que para os demais produtos.

Como variável dependente foi escolhida a área cultivada e não a produção<sup>12</sup>, e iniciamos estimando as funções de oferta incluindo apenas os preços do próprio produto, deflacionado por um índice geral de preços recebidos pelos agricultores, construído com uma amostra que inclui produtos que superaram 95% do valor total da produção no período 1962/64<sup>13</sup>

À excessão do Estado de São Paulo, para o qual existiam informações sobre os preços dos fatores de produção, a ausência de dados em nível nacional impediu-nos de utilizar essa variável explicitamente nas funções. O “deflacionamento” dos preços de cada produto por um índice incluindo apenas os preços dos produtos alternativos teria

---

12. Os agricultores podem variar a produção quer através de variações na área cultivada, quer alterando a intensidade de fatores (como fertilizantes, por exemplo), que alteram a produção por unidade de área. Se esta última hipótese for verdadeira, a produção por unidade de área responderá positivamente aos preços relativos, e a elasticidade estimada com bases na área cultivada terá uma tendência para baixo.

13. O índice foi construído pelo critério Laspeyres, com base móvel de ponderação, e com base de comparação na média do período 1948/52. Os dados utilizados são os do SEP (Serviço de Estatística da Produção) do Ministério da Agricultura e publicados no Anuário Estatístico do Brasil.

sido preferível, pois captaria melhor a variável relevante nas decisões dos agricultores. Fixando-se um determinado produto, contudo, em cada região do país definem-se conjuntos diversos de produtos alternativos mais próximos, o que amplia consideravelmente o seu número e reduz a importância relativa de cada um. A inclusão no índice de todos os produtos alternativos potenciais, conseqüentemente, foi o procedimento mais adequado, excessão que somente ocorreu quando, em regiões menores, os produtos alternativos puderam ser identificados com maior segurança.

O fato empiricamente constatado de que as séries de área cultivada apresentavam fortes tendências crescentes atribuíveis, pelo menos em parte, a variáveis que possam ser “descritas” por uma tendência, faria com que a omissão dessas variáveis provocasse um viés de especificação sobre o coeficiente de  $y_{t-1}$ , superestimado, conseqüentemente o coeficiente de elasticidade de longo prazo. O procedimento mais adequado seria a introdução explícita dessas variáveis, mas como elas nem sempre são quantificáveis, a introdução da variável tempo, como uma “proxy” para o vetor X em (1) justifica-se como uma medida de prudência para evitar o viés de especificação no coeficiente de  $y_{t-1}$ .

Na tabela 1 estão apresentados os resultados para o Brasil. Dos 10 produtos apresentados quatro (amendoim, arroz, mamona e mandioca) tiveram o coeficiente da variável preço significativo ao nível de 1%. Dos demais, apenas a cebola e o fumo tiveram o coeficiente do preços pobremente significativo (mais de 20%)

A variável  $y_{t-1}$  é quase sempre a mais forte do modelo, o que pode ser observado pelo seu nível de significância, quase sempre menor que das demais variáveis.

Esse fato atesta a importância da introdução da hipótese de ajustamentos defasados na oferta indicando que de fato existem razões para acreditarmos que as elasticidades de curto prazo são significativamente menores que as de longo prazo<sup>14</sup>.

---

14. É preciso encarar com um pouco de cuidado essa afirmação. As deficiências de especificação do modelo, omitindo algumas variáveis, utilizando “proxys”, etc., podem ter introduzido uma auto-correlação positiva no resíduo. Se o “verdadeiro modelo” fosse

$$y_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 t + u_t$$

e que  $u_t$  estivesse auto-correlacionado na forma

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t$$

utilizando as duas relações acima obteríamos

$$y_t = [a_0 + \rho(a_2 - a_0)] + a_1 p_{t-1} - a_1 \rho p_{t-2} + a_2(1 - \rho)t + \rho y_{t-1} + e_t$$

A ausência de significância da variável defasada, no caso do feijão, pode ser atribuída ao efeito da agregação sobre o tempo, pois trata-se de um produto sujeito a duas safras anuais<sup>15</sup>. No caso específico da cana-de-açúcar o coeficiente da variável defasada é inconsistente, se bem que não seja significativo. Trata-se, entretanto, de um produto com características diversas dos demais, com uma defasagem entre o plantio e a colheita superior a um ano, indicando que a especificação de  $y_t$  em função de  $p_{t-1}$  não é a mais adequada. Mesmo incluindo-se  $p_{t-2}$  explicitamente no modelo a variável  $y_{t-1}$  não comparece significativamente, e  $p_{t-2}$  expulsa  $p_{t-1}$  da relação, obtendo-se:

$$y_t = 4.011,101 + 16.108,873p_{t-2} + 480,777 t$$

(4,340)                      (42,352)

$$R^2 = 0,990 \quad DW = 2,168$$

onde todas as variáveis comparecem, agora, significativamente ao nível de 1%, e apesar da ausência da variável defasada, e coeficiente de Durbin-Watson não indica a presença significativa de auto-correlação.

A utilização da área cultivada para a estimação das funções agregadas para o Brasil teve, entre outras, a vantagem de eliminar parte dos efeitos das oscilações climáticas sobre a produção. No caso do Nordeste, contudo, em que as secas são sensivelmente mais graves, essa vantagem não é tão evidente. No período em análise por duas vezes, em 1951 e 1958, ocorreram secas bastante intensas, notando-se sensíveis reduções de produção e de área cultivada em todos os produtos da região.

A irregularidade na distribuição de chuvas tira muitas vezes as condições de cultivo, e com a simples expectativa de secas os agricultores abandonam seus planos de produção. Foi impossível construir

---

e a simples observação entre esta função e a do texto mostra que a única diferença é a presença de  $p_{t-2}$  nesta última. É claro que  $y_{t-1}$  poderia comparecer significativamente nas estimações empíricas, melhorando os resultados, embora estivesse apenas "comendo" a explicação derivada de um resíduo auto-correlacionado. Uma forma de se colocar à prova a presença espúria de  $y_{t-1}$ , contra a hipótese alternativa de que ela comparece no modelo devido à presença de "ajustamento parcial", é realizando a regressão indicada acima. Se o coeficiente de  $p_{t-2}$  for negativo, significativamente diferente de zero e aproximadamente igual ao produto dos coeficientes de  $p_{t-1}$  e  $y_{t-1}$ , estaremos no caso da presença de  $y_{t-1}$  derivada da auto-correlação em  $u$ . Esses testes foram realizados, e em nenhum caso indicaram elementos favoráveis ao modelo de auto-correlação. Ver a esse respeito Griliches, Z. "A Survey of Distributed Lags" *Econometria*, 1967.

15. Ver a esse respeito Mundlak, Y. "Aggregation over time in Distributed Lags Models". *International Economic Review*, maio de 1961.

uma variável representativa das oscilações climáticas, devido à impossibilidade do acesso às informações mais específicas sobre precipitação pluviométrica. Lançamos mão, então, de uma variável “dummy” que denominamos D e que assume o valor zero em todo o período, à exceção dos anos de 1951 e 1958, em que sêcas mais sensíveis foram constatadas. O deflator, neste caso, inclui apenas os produtos agrícolas do Nordeste, sendo construído pela mesma técnica que no caso anterior.

TABELA 1

BRASIL  
OFERTAS DE PRODUTOS AGRÍCOLAS  
Coeficientes

produtos	constante	$P_{t-1}$	$y_{t-1}$	t	R <sup>2</sup>	DW
Algodão	81,984	1.105,148 (2,561)	0,694 (5,467)	311,054 (3,440)	0,903	2,332
Amendoim	-1.848,377	730,525 (7,090)	0,535 (5,234)	113,618 (4,835)	0,983	1,539
Arroz	-4.110,702	3.612,042 (3,366)	0,739 (5,635)	331,837 (1,845)	0,969	1,678
Cana	4.765,746	12.885,865 (2,479)	-0,053 (0,231)	495,005 (4,629)	0,986	2,246
Cebola	142,686	5,703 (1,150)	0,109 (0,468)	12,731 (3,925)	0,965	2,139
Feijão	7.121,812	0,663 (2,297)	0,125 (0,542)	336,266 (2,817)	0,932	1,834
Fumo	410,677	30,653 (1,697)	0,457 (2,353)	37,402 (2,817)	0,951	1,970
Mamona	-36,328	257,914 (2,893)	0,706 (5,414)	27,253 (2,513)	0,885	2,143
Mandioca	-476,625	4.814,408 (3,027)	0,889 (12,912)	75,473 (2,505)	0,994	1,911
Milho	-166,129	7.587,744 (2,452)	0,741 (6,395)	724,261 (2,858)	0,986	1,799

Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores de “t” de Student. A variável dependente está sempre expressa em 1.000 ha. e os preços em Cr\$ por tonelada, do período 1948/52. Todas as funções, à exceção da oferta de feijão, foram estimadas para o período 1945/65. Para esta última perderam-se três observações.

Descartamos inicialmente dois produtos importante na região: o algodão e a cana. O primeiro pela sua característica de cultura predominantemente permanente, o que nos obrigaria à especificação de

um modelo de resposta bem mais complexo do que o aqui utilizado. O segundo pelas características de cultura de cana no Nordeste, em que os sistemas de subsídios e sustentação de preços garantem uma rentabilidade tão mais elevada que realmente não existem, economicamente, produtos alternativos.

Para os sete produtos restantes, o arroz e o feijão apresentaram coeficientes insignificantes com relação aos preços. O melhor resultado foi obtido para o fumo, produto para o qual o coeficiente da variável preço foi significativa a 1%. No caso da mamona a significância do preço é reduzida, mas na especificação logarítmica, também tentada, os resultados foram algo melhores, conduzindo a:

$$\log y_t = 1,103 + 0,140 \log p_{t-1} + 0,637 \log y_{t-1} + 0,005 t -$$

$$\begin{array}{ccc} (2,426) & (5,050) & (2,450) \\ & - 0,074 D & \\ & (4,064) & \end{array}$$

$$R^2 = 0,941 \quad DW = 1,692$$

No caso da mandioca os preços em t-1 também somente foram significantes a 20%, que é, efetivamente, um nível de significância bastante precário. Também neste caso ocorre um fenômeno semelhante ao da cana-de-açúcar, existindo dúvidas quanto ao fato da defasagem mais relevante ser de um ou dois períodos. As funções foram estimadas passando-se os preços para  $p_{t-2}$ , e os resultados tanto na versão aritmética quanto na versão logarítmica foram:

$$y_t = 1\,124,0000 + 2.507,187 p_{t-2} + 0,577 y_{t-1} + 77,589 t$$

$$\begin{array}{ccc} (1,731) & (3,372) & (2,666) \\ & - 274,541 D & \\ & (1,631) & \end{array}$$

$$R^2 = 0,969 \quad DW = 2,058$$

e

$$\log y_t = 2,246 + 0,122 \log p_{t-2} + 0,353 \log y_{t-1} + 0,008 t$$

$$\begin{array}{ccc} (2,034) & (1,923) & (3,506) \\ & - 0,021 D & \\ & (1,752) & \end{array}$$

$$R^2 = 0,969 \quad DW = 2,058$$

Os níveis de significância elevam-se a 10% na escala aritmética e praticamente a 5% na escala logarítmica. A utilização de uma especificação um pouco mais adequada permite que também neste

TABELA 2

NORDESTE

FUNÇÕES DE OFERTA DE PRODUTOS AGRÍCOLAS

Coefficientes

produtos	constante	$P_{t-1}$	$Y_{t-1}$	t	D	R <sup>2</sup>	DW
Arroz	85,110	69,573 (0,239)	0,701 (5,660)	-360,886 (2,071)	-97,773 (2,711)	0,988	2,122
Feijão	1.083,469	141,726 (0,548)	0,605 (3,886)	167,659 (2,537)	-1.881,178 (4,699)	0,971	1,950
Fumo	-44,554	42,984 (4,048)	0,375 (2,579)	14,271 (3,882)	-29,457 (0,632)	0,898	1,981
Mamona	253,140	106,690 (1,888)	0,650 (4,684)	20,680 (2,270)	-282,546 (3,231)	0,925	1,695
Mandioca	939,517	2.148,465 (1,418)	0,656 (3,954)	62,982 (2,256)	-304,740 (1,783)	0,969	2,431
Milho	-279,185	2.593,051 (1,754)	0,536 (4,310)	258,279 (3,744)	-2.693,938 (4,828)	0,972	2,220

Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores de "t" de Student.

A variável dependente está sempre expressa em 1.000 ha. e os preços em Cr\$ por tonelada, do período 1948/52. Todas as funções, à exceção da oferta de feijão, foram estimadas para o período 1945/65. Para esta última perderam-se três observações.

produto seja possível captar-se melhor a influência dos preços. No caso do milho os resultados são mais pobres e os preços somente comparecem significativamente a um nível aproximado de 10%

É importante notar, contudo, que dentre os produtos para os quais foi sentida alguma resposta existem produtos nitidamente comerciais (fumo e mamona), mas há evidências também, embora mais ligeiras, de resposta em produtos de subsistência como a mandioca e o milho.

O mesmo procedimento foi adotado para a região centro Sul, excessão feita à inclusão da "dummy" para as variações climáticas. Da mesma forma, como anteriormente, alguns dos produtos analisados apresentaram evidências de uma resposta significativa aos preços relativos.

Embora os preços do amendoim tenham comparecido significativamente na função, o coeficiente da variável defasada é maior do que um. É também visível que o coeficiente de Durbin Watson acusa uma auto-correlação positiva, mesmo tomando em consideração que o mo-

dêlio inclui a variável defasada, e que êste fato introduz um viés na direção de 2 no coeficiente de Durbin-Watson<sup>16</sup>.

Uma tentativa de contornar êsse problema foi feita “construindo-se” a variável  $y_{t-1}$  em função de todos os valores passados de  $p_t$  e do tempo, e incluindo os valores de  $y_{t-1}$  assim estimados na função, em vez dos verdadeiros valores de  $y_{t-1}$ . Os resultados obtidos foram:

$$y_t = -333,200 + 166,271 p_{t-1} + 0,025 y_{t-1} + 17,196 t$$

(2,044)            (0,047            (1,977)

$$R^2 = 0,766 \quad DW = 1,125$$

Nota-se a sensível redução do coeficiente da variável defasada e uma elevação no coeficiente da tendência, derivadas da remoção de parte do viés sôbre os coeficientes respectivos. O coeficiente de DW indica agora uma auto-correlação nos resíduos, mas os resultados invertem-se totalmente com a ausência de significâncias no coeficiente de  $y_{t-1}$ <sup>17</sup>.

No caso do algodão ocorre um fenômeno semelhante ao anterior, e o método de variáveis instrumentais não conduziu a resultados satisfatórios. Apenas a estimação na primeira diferença dos logarítimos conduziu a resultados mais apreciáveis, conforme pode ser visualizado abaixo:

---

16. Ver a êsse respeito Nerlove, M. e K. Wallis “Use of Durbin-Watson Statistic in Inappropriate Situations” *Econométrica*, Vol. 34, Jan. 1966. Como se sabe a presença de auto-correlação positiva nos resíduos introduz um viés para cima no coeficiente da variável defasada. Apesar de estarmos diante de uma “situação imprópria”, mesmo assim o coeficiente de Durbin-Watson indica auto-correlação positiva fato que, aliado à forte tendência crescente da produção (na verdade derivada do fato do amendoim estar migrando para o estado do Paraná, e da produção no período base ser bastante pequena) faz com que o coeficiente da variável defasada “roube” uma parcela de explicação que normalmente deveria ser da tendência. Sôbre o viés na variável defasada derivado da auto-correlação ver Griliches, Z. “Note em Serial Correlation Rias in Estimates of Distributed Lags”, *Econométrica*, Vol. 39, janeiro de 1961.

17. Trata-se de uma aplicação do método de variáveis instrumentais proposto por Liviatan, N. em seu artigo “Consistent Estimation of Distributed Lags” *International Economic Review*, vol. 4, 1963. Se a variável instrumental (no caso a variável  $y_{t-1}$  construída pelos valores passados de  $p$  e pela tendência) não estiver correlacionada com o resíduo, mas correlacionada com o verdadeiro  $y_{t-1}$ , prova-se que o estimador é assintoticamente justo, porém menos eficiente do que o produzido pelo método de mínimos quadrados. Contudo, a forte tendência de  $y_{t-1}$  impede um desempenho melhor do método, pois acentua-se a correlação entre a variável instrumental e a tendência e a multicolinearidade gerada, aliada ao enfraquecimento de  $y_{t-1}$  derivada de se “purgar” a parcela da explicação derivada do resíduo auto-correlacionado, reduz quase que totalmente a significância de  $y_{t-1}$ .



$$\Delta \log y_t = 0,027 + 0,023 \Delta \log p_{t-1} + 0,067 \Delta \log y_{t-1}$$

(2,202) (0,402)  
 $R^2 = 0,204$        $DW = 1,158$

No caso da cana de açúcar novamente à estimação da função defasando os preços para  $p_{t-2}$ , obtendo:

$$y_t = 1.477,394 + 10,899 p_{t-2} + 135,236 t$$

(5,891) (25,752)  
 $R_2 = 0,937$        $DW = 1,274$

que é um resultado sensivelmente melhor, e apesar de uma certa evidência de auto-correlação positiva o coeficiente de  $y_{t-1}$  não se mostrou significativo.

TABELA 3

CENTRO SUL

FUNÇÕES DE OFERTA DE PRODUTOS AGRÍCOLAS

Coefficientes

Produtos	Constante	$P_{t-1}$	$y_{t-1}$	t	$R^2$	DW
Algodão	—408,092	109,078 (1,027)	0,587 (3,665)	110,110 (2,797)	0,954	1,446
Amendoim	—222,016	50,631 (2,144)	1,626 (10,441)	0,100 (0,050)	0,971	1,269
Arroz	—3.173,572	2.666,900 (2,959)	0,678 (5,653)	281,501 (2,426)	0,969	1,934
Cana	816,335	5.624,495 (2,782)	0,485 (2,281)	70,607 (2,782)	0,961	2,341
Feijão	2.054,517	141,456 (0,856)	0,694 (3,600)	134,557 (1,538)	0,973	1,653
Mamona	—49,816	37,200 (0,881)	0,859 (5,398)	3,480 (1,518)	0,771	1,848
Mandioca	—200,338	1.673,478 (2,391)	0,905 (10,654)	34,556 (2,028)	0,993	2,022
Milho	5.335,294	2.895,018 (0,911)	0,586 (3,961)	686,414 (3,331)	0,973	2,176

Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores de “t” de Student. A variável dependente está sempre expressa em 1.000 ha. e os preços em Cr\$ por tonelada, do período 1948/52. Tôdas as funções, à exceção da oferta de feijão, foram estimadas para o período de 1945/65. Para esta última perderam-se três observações.

Finalmente para o Estado de São Paulo isoladamente contamos com dados de qualidade reconhecidamente superior, do que para o restante do país, coletados pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo. Além dos dados de produção, área cultivada e preços pagos aos agricultores, o IEA constroeu também índices de preços para alguns fatores de produção.

Dessa forma podemos estimar cada função de oferta incluindo explicitamente os preços de cada um dos fatores de produção, considerando alternativamente os preços dos fertilizantes, dos inseticidas e fungicidas, e um índice mais geral que inclui aproximadamente 25% do valor dos fatores utilizados na área. Trata-se, evidentemente, de um índice pouco representativo, omitindo trabalho e a terra. Mas capta uma parcela ponderável dos fatores de produção mais modernos, cuja importância para alguns produtos específicos é maior do que para a média da agricultura do Estado.

A possibilidade de identificar alguns produtos alternativos permitiu a inclusão dos preços desses produtos nas funções, numa tentativa de medir as “elasticidades cruzadas” da oferta. A tabela 4 apresenta apenas os melhores resultados obtidos. A exceção dos casos da mamona e da mandioca a variável preço é sempre significativa, pelo menos ao nível de 5%

No caso do algodão o produto alternativo considerado foi a mamona, e o preço dos fatores que se evidenciou significativo foi o que incluiu todos os fatores considerados no índice. No caso do arroz o produto alternativo foi o milho, e o preço dos fatores não se mostrou significativo.

A oferta de batata ilustra de forma interessante como uma especificação inadequada pode conduzir a resultados bastante pobres. A omissão dos preços dos fatores tornava o preço da batata apenas tenuamente significativo. Na verdade estamos diante de um produto em que a utilização de inseticidas, fungicidas e fertilizantes é essencial para a obtenção do produto. A inclusão de um índice de preços desses fatores não somente foi substancialmente significativa, como também elevou de forma sensível a significância do preço do próprio produto. A área defasada não se mostrou significativa, possivelmente pelo mesmo fenômeno já apontado anteriormente para o feijão, no Brasil, porque a batata também é sujeita a duas safras anuais.

O mesmo fenômeno ocorreu com a cana de açúcar, em que os preços somente foram significativos com a inclusão dos preços dos fatores de produção.

Os demais resultados foram inferiores, se bem que nenhum dos coeficientes estimados fôsse inconsistente teoricamente.

TABELA 4

SÃO PAULO

Ofertas de Produtos Agrícolas

Produtos	Coeficientes							
	Constante	$P_{t-1}$	$P^a_{t-1}$	$P^f_{t-1}$	$Y_{t-1}$	t	R <sup>2</sup>	DW
Algodão	511,973	10,520 (4,589)	-2,387 (1,724)	-6,735 (2,787)	0,398 (2,984)	—	0,887	1,593
Amendoim	-92,910	1,142 (2,346)	—	—	0,542 (3,503)	10,337 (2,826)	0,913	2,067
Arroz	135,861	3,231 (3,403)	-3,236 (1,812)	—	0,690 (4,741)	—	0,719	1,710
Batata	487,062	1,316 (3,005)	—	-1,447 (4,040)	—	6,525 (4,402)	0,805	1,936
Cana	194,176	0,423 (2,490)	—	-1,418 (3,623)	—	31,171 (30,098)	0,994	1,636
Mamona	263,230	1,886 (1,805)	—	-3,647 (1,423)	0,490 (3,204)	19,762 (2,962)	0,693	2,691
Feijão	117,811	0,794 (3,777)	—	—	—	7,585 (3,775)	0,769	2,460
Mandioca	-67,139	2,189 (1,562)	—	—	0,454 (1,922)	34,824 (2,000)	0,832	1,767
Soja	-120,670	1,217 (2,013)	—	—	0,827 (2,564)	1,803 (1,365)	0,712	1,177

Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores de "t" de Student. As funções foram estimadas para o período 1949/66 com os dados fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo. O símbolo  $p^a_{t-1}$  refere-se aos preços do produto alternativo em t-1, e o símbolo  $p^f_{t-1}$  ao preço dos fatores de produção. No caso do algodão o produto alternativo foi a mamona, e o índice de preços dos fatores de produção foi o mais geral. No caso do arroz o produto alternativo foi o milho. Nos casos da cana e mamona também foi utilizado o índice mais geral de preços dos fatores, enquanto que no caso da batata os preços dos fatores incluem apenas inseticidas, fungicidas e fertilizantes.

3 — A OFERTA AGREGADA:

Os resultados anteriores contém um conjunto apreciável de informações sobre a resposta da produção aos preços no Brasil, aumentando nossa capacidade de prever as variações da produção, e de prescrever soluções adequadas aos problemas relacionados com

a oferta agrícola. O resultado mais importante, contudo, prende-se à rejeição da hipótese de “comportamento irracional” dos agricultores.

Grande parte da controvérsia sobre a sensibilidade ou não da produção agrícola aos preços, contudo, foi formulada em termos de uma função de oferta agregada, isto é, de uma relação de oferta ligando um “índice” de produção agrícola em função dos preços relativos da agricultura, definidos pelo quociente entre os preços agrícolas e os demais preços da economia. Embora nunca formulada explicitamente dessa forma, essa é a idéia subjacente à argumentação estruturalista da inflação, que menciona a incapacidade da oferta em crescer suficientemente no momento em que os preços dos produtos agrícolas começam a elevar-se mais do que o nível geral de preços.

Da mesma forma como as funções de oferta de produtos individuais, poderíamos especificar a oferta agrícola agregada como uma função de um índice de preços recebidos pelos agricultores, de um índice de preços dos fatores de produção utilizados, de uma variável captando as flutuações climáticas, de outra captando o progresso tecnológico, etc. A agregação poderia estender-se por um sub-grupo de produtos, como “produtos comerciais” ou “produtos de subsistência” ou então sobre a produção agrícola global. No caso dos sub-grupos deveríamos ter necessariamente os índices de preços dos produtos incluídos e excluídos do grupo, além dos preços dos fatores e das demais variáveis anteriormente mencionadas. No caso da oferta agregativa importa a comparação entre o índice de preços dos produtos agrícolas e o índice de preços dos fatores.

Para agricultores visando a maximização dos lucros, somente existiriam incentivos suficientes para aumentar a produção global quando os preços recebidos pela venda de uma unidade extra do conjunto de produtos se elevasse aos preços pagos pelos fatores empregados multiplicados pelas quantidades adicionais de fatores. No caso dos preços dos fatores permanecerem constantes, a elasticidade da oferta agregada mediria a variação percentual na oferta agregada, derivada da variação de 1% nos preços dos produtos, tudo o mais mantido constante (os preços dos fatores e as condições tecnológicas de produção). Estaríamos, claramente, fiéis ao conceito Marshalliano de oferta, e a magnitude do coeficiente de elasticidade dependeria apenas da forma da função de produção.

Na agregação sobre firmas e sobre produtos, contudo, a hipótese de “*ceteris paribus*” altera-se no que diz respeito à constância dos preços dos fatores de produção. Se para uma firma individual é possível supor que as decisões sobre “o que” e “quan-

to” produzir não alteram os preços dos fatores, para a economia como um todo essa hipótese fica prejudicada, pois pelo menos alguns fatores de produção terão suas elasticidades-preço diferentes de zero.

Admitamos que se eleve o preço do produto em função de um deslocamento na demanda final. Essa elevação fará com que cada empresário procure comprar mais fatores no mercado, a fim de aumentar a produção, reestabelecendo-se o equilíbrio no novo ponto de lucro máximo. Se todos os empresários procederem da mesma forma, e se as ofertas forem positivamente inclinadas com relação aos preços, a utilização adicional de fatores será menor do que em uma situação concorrencial pura. É possível demonstrar que nesta nova situação existirá uma nova curva de oferta, ligando apenas as quantidades agregadas aos preços do produto, mas que não é a agregação de ofertas Marshallianas. Trata-se de uma nova curva de oferta, ou mais especificamente uma “forma reduzida”, sob a qual continua valendo uma das duas condições de “ceteris paribus”, isto é, a constância das condições tecnológicas de produção, mas que deixa de valer a hipótese de constância dos preços dos fatores.

A elasticidade preço calculada sobre esta nova curva não seria uma “elasticidade parcial”, com tudo o mais mantido constante, mas uma “elasticidade total”, medida em uma curva de oferta ao longo da qual os preços dos fatores estão variando, ajustando-se às novas condições de mercado.

Tomemos arbitrariamente uma função de oferta de um produto, denominado produto 1, para uma firma isolada<sup>18</sup>, isto é:

$$(4) \quad y_1^i = y_1^i(p_1, p_2, \dots, p_n)$$

onde  $i$  está designando a firma,  $p_1$  o preço do próprio produto e os demais  $p_j$  para  $j = 2, 3, \dots, n$  estão designando os preços dos demais produtos alternativos e dos fatores de produção. Sob a hipótese de que as decisões sobre o produto 1 não alteram os preços dos demais produtos e fatores, a oferta agregada pode ser obtida somando a relação (4) para  $T$  firmas do mercado, obtendo-se:

$$(5) \quad Y_1 = \sum_{i=1}^T y_1^i(p_1, p_2, \dots, p_n) = Y_1(p_1, p_2, \dots, p_n)$$

---

18. A demonstração que se segue está exposta em Nerlove, M. “The Dynamics of Supply Estimation of Farmer’s Response to Price” The John Hopkins Press, Baltimore, 1958.

onde  $Y_1$  é a oferta agregada de produto 1. Derivando (5) parcialmente com relação a  $p_1$ , após algumas manipulações chega-se a:

$$\frac{\partial Y_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{Y_1} = \sum_{i=1}^T \left( \frac{\frac{\partial y_1^i}{\partial p_1} \frac{p_1}{y_1^i}}{\frac{y_1^i}{Y_1}} \right)$$

isto é, a elasticidade da oferta agregada, dentro do conceito Marshalliano, é uma média das elasticidades das ofertas das firmas individuais, ponderadas pelas participações das várias firmas no total da produção  $Y_1$ .

A relação (4) representa a oferta de produto 1 para uma firma arbitrária  $i$ , que foi extraída supondo-se o comportamento racional dos empresários, admitindo-se que fossem produzidos  $m$  produtos com o concurso de  $n-m$  fatores de produção. De um modo geral, a partir das condições de equilíbrio das firmas, extrairemos  $nT$  equações que são, respectivamente:

$$(6) \quad y_j^i = y_j^i(p_1, p_2, \dots, p_n) \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, T \\ j = 1, 2, \dots, m, m+1, \dots, n \end{matrix}$$

Por hipótese as  $m$  primeiras relações para cada firma  $i$  representam as ofertas dos produtos alternativos, e as  $n-m$  restantes são as demandas dos fatores de produção.

As  $n-m$  demandas agregadas dos fatores de produção poderão ser obtidas fazendo:

$$(7) \quad Y_j^d = \sum_{i=1}^T y_j^i(p_1, p_2, \dots, p_n) \quad \text{para } j = m+1, m+2, \dots, n$$

e, como já supusemos, as curvas de oferta de cada um dos  $n-m$  fatores são funções positivamente inclinadas com relação aos próprios preços, isto é:

$$(8) \quad S_j = S_j(p_j) \quad \text{para } j = m+1, m+2, \dots, n$$

Isolemos o produto 1, e tomemos as ofertas agregadas dos  $n-1$  produtos restantes que são dados por:

$$(9) \quad Y_j^s = \sum_{i=1}^T y_j^i(p_1, p_2, \dots, p_n) \quad \text{para } j = 2, 3, \dots, m$$

e suporemos que as demandas de cada um desses produtos seja uma função negativamente inclinada com relação ao próprio preço, e dependente dos preços de todos os demais produtos, isto é:

$$(10) \quad D_j = D_j (p_1, p_2, \dots, p_m)$$

As equações (7), (8), (9) e (10) determinam o equilíbrio nos mercados de produtos e de fatores de produção, igualando-se as respectivas demandas e ofertas, isto é:

$$Y_j^d (p_1, p_2, \dots, p_n) = S_j(P_j) \text{ para } j = m+1, m+2, \dots, n$$

$$Y_j^s (p_1, p_2, \dots, p_n) = D_j(p_1, p_2, \dots, p_m) \text{ para } j = 2, 3, \dots, m$$

As  $n-1$  equações acima determinam os preços dos  $n-1$  produtos e fatores de produção que serão variáveis endógenas no modelo, e não mais serão tratadas como variáveis exógenas, como no caso de firmas individuais. Em cada uma das ofertas e demandas agregadas aparece também o preço  $p_1$ , e o sistema acima é composto de  $n-1$  equações com  $n$  variáveis que são os preços dos  $n-m$  fatores de produção e dos  $m-1$  produtos alternativos, além do preço  $p_1$  do produto cuja oferta agregada estamos procurando encontrar.

O sistema acima tem, portanto, um grau de liberdade, e cada um dos preços poderá ser expresso apenas em função de um deles. Em particular, vamos fixar  $p_1$  como um “dado” no sistema, exprimindo cada preço restante em função de  $p_1$ , isto é:

$$(11) \quad p_j = \phi_j (p_1) \text{ para } j = 2, 3, \dots, n$$

Substituindo agora (11) em (5) chegamos à expressão da “oferta agregada do produto 1”, que é uma forma reduzida do modelo, isto é:

$$(12) \quad Y_1 = Y_1 [p_1, \phi_1 (p_1), \phi_2 (p_1), \dots, \phi_n (p_1)] = \Psi (p_1)$$

A elasticidade preço de  $Y_1$  com relação a  $p_1$  medida sobre a relação (5) mede a variação porcentual da produção que deriva de uma variação de 1% no preço do próprio produto, tudo o mais mantido constante. Já a elasticidade de  $Y_1$  com relação a  $p_1$  sobre (12) mede o aludido coeficiente de elasticidade total, no qual todos os demais preços flutuam de acordo com as condições de mercado.

Em tôda a análise anteriormente desenvolvida estivemos sempre mais próximos dêste último conceito de elasticidade do que do conceito de elasticidade parcial. Apenas no caso das ofertas estimadas para São Paulo, em que pudemos, em alguns casos, incluir explicitamente os preços dos fatores de produção, é que pudemos nos aproximar mais da condição de “todos os demais preços constantes”

No caso das ofertas agregadas sôbre produtos e sôbre firmas, a dificuldade aparenta ser ainda maior, pois pelo menos alguns fatores de produção deverão ter ofertas positivamente inclinadas com relação aos preços, e possivelmente menos elásticos à curto do que a longo prazo. Mas mesmo na hipótese extrema (e pouco plausível) de que alguns fatores de produção tivessem curvas de oferta totalmente inelásticas, a elasticidade total da oferta agregada poderia ser positiva, desde que apenas um dos fatores de produção tivessem oferta sensível aos preços, e desde que a função de produção admitisse substituição entre os fatores<sup>91</sup>. Como não existem razões para supor que os agricultores agem irracionalmente, e como é implausível supor que todos os fatores de produção tenham ofertas rígidas, creio que não existem razões para supor que a oferta agrícola agregada seja totalmente inelástica com relação aos preços, embora não cause nenhuma surpresa se êsse coeficiente fôr bastante reduzido, pelo menos no curto prazo.

Êsse tipo de argumentação imediatamente levanta uma objeção que é sôbre a suposta elasticidade infinita da oferta de mão-de-obra. Se dividirmos a agricultura em dois setores, um de subsistência e um de exploração comercial, certamente deverá ocorrer uma alta mobilidade da mão-de-obra entre êles. Um aumento dos preços dos produtos comercializáveis conduzirá a um aumento da demanda da mão-de-obra nêsse setor, que poderia ser atendida a uma taxa de salários ligeiramente superior, implicando em uma oferta de mão-de-obra com elasticidade praticamente infinita para o setor comercial. Essa alteração de preços, contudo, terá conduzido apenas a uma realocação da mão-de-obra dentro do setor agrícola, e sômente implicará em um aumento da oferta agrícola agregada quando a produtividade marginal do setor comercial fôr mais elevada do que a do setor de subsistência.

Embora em regiões de agricultura “dual” êsse fato seja extremamente plausível, isso não implica em uma elasticidade positiva da oferta agrícola agregada. Teremos uma elevação da oferta de produtos comerciais contra uma redução dos produtos de subsistência, com uma elevação (dependendo dos diferenciais de produtividades mar-

---

19. Para uma demonstração dessa proposição no caso particular de um produto e dois fatores vêr o apêndice dêste trabalho.



ginais) da produção global, mas não sabemos o que ocorreu com as relações de troca entre a agricultura (definida englobando os dois setores) e o resto da economia. Os produtos da agricultura como podem ter seus preços relativos aumentados ao lado de uma queda dos preços dos produtos de subsistência, e o índice de preços agregado pode ter se elevado, reduzido ou permanecido constante, quando “deflacionado” pelos demais preços da economia.

Para garantir uma elevação da oferta de mão-de-obra para a agricultura, como um todo, seria necessária uma mobilidade elevada do fator trabalho entre os setores agrícola e não agrícola da economia, ou então que a coletividade estivesse disposta a aumentar o número de horas trabalhadas quando ocorresse um estímulo de preços.

Quanto a esta última hipótese poderíamos inclusive imaginar uma situação em que os agricultores derivam uma utilidade marginal maior do ócio, do que das horas adicionais de trabalho que conduziriam a um aumento da renda, levando a uma função de oferta de trabalho negativamente inclinada com relação aos salários. Neste caso poderíamos ter uma oferta agrícola agregada respondendo negativamente aos preços. Na África essa hipótese foi extremamente generalizada, e rejeitada recentemente no trabalho de Edwin Dean (op. cit.)

No caso de fatores de produção como tratores, fertilizantes, etc., que são fatores “produzidos” pelo setor industrial, as limitações de oferta à curto prazo podem ser mais sensíveis, embora à longo prazo, a existência de economias de escala possa conduzir a ofertas negativamente inclinadas com relação aos preços.

Finalmente a elasticidade da oferta agregada não depende apenas da elasticidade da oferta dos fatores de produção, mas dependem também da elasticidade de substituição da função e produção (ver apêndice) Se apenas um fator de produção tiver oferta inelástica, e a elasticidade de substituição da função de produção for nula ou aproximadamente zero, a curva de oferta agregada será completamente inelástica. Mesmo que existam fatores com ofertas inelásticas, mas se a elasticidade de substituição for elevada, a curva de oferta agregada do produto será sensível aos preços do próprio produto.

Na verdade não existem quaisquer informações sobre o funcionamento de mercado de fatores de produção na agricultura brasileira, e as informações sobre a tecnologia de produção são igualmente precárias. Isso significa que quaisquer considerações a esse respeito são meras adivinhações ou sugestões de hipótese. Entretanto a elasticidade de substituição em uma função de produção agregada é deter-

minada pelo número de tecnologias alternativas disponíveis, e dos vários graus de utilização de cada fator, a um mesmo nível de produção, derivados de cada uma das técnicas alternativas.

Embora concretamente possam “existir” as tecnologias alternativas em um amplo espectro de utilização mais intensiva de cada fator, elas podem ser desconhecidas dos agricultores, presos que estão à falta de informações sobre modos de produção. Na realidade tudo opera como se a elasticidade de substituição para a função de produção “conhecida” pudesse ser relativamente pequena. Neste caso, a existência de apenas um fator de oferta inelástica pode tornar severamente inelástica a curva de oferta agregada.

A conclusão mais importante que pretendo frizar é de que uma oferta agrícola agregada inelástica não significa necessariamente que os agricultores são “irracionais” e não respondam, devido às “estruturas arcaicas”, aos estímulos do mercado. Pode ser simplesmente o reflexo de imperfeições em mercados de fatores e da falta de alternativas tecnológicas, ou ainda de simples fato de que existe algum fator de produção limitativo.

A inexistência de um índice de preços dos fatores de produção para o Brasil como um todo, impediu-nos de tentar uma estimativa da curva de oferta agregada, mais próxima do conceito Marshalliano. Denominando por  $Q_t$  um índice de produção agrícola do Brasil, incluindo uma porcentagem superior a 95% do valor da produção (no período 1962/64), e por  $P_{t-1}$  um índice de preços pagos aos agricultores, deflacionado por um índice geral de preços por atacado, a “função de oferta agregada” construída para o Brasil conduziu aos seguintes resultados:

$$Q_t = -0,080 p_{t-1} + 0,679 Q_{t-1} + 2,074 t + 2,036$$

(0,090)	(4,025)	(1,800)
$R^2 = 0,966$	$DW = 2,251$	

Como se verifica o coeficiente da variável preço não se mostrou significativo, indicando que a oferta agrícola agregada seria inelástica com relação aos preços. Na verdade, se a oferta tiver uma pequena elasticidade preço, qualquer erro na utilização do “deflator” provocaria distorções nos preços relativos, que guardariam apenas uma tênue correlação com os preços efetivamente considerados nas decisões dos agricultores.

Para fugir dessa dificuldade utilizamos uma nova definição de oferta agrícola agregada, incluindo apenas os produtos produzidos para o mercado interno. Os índices de produção e preços foram

construídos extraindo-se da amostra anterior o café e o cacau, que são eminentemente “exportáveis”, e a oferta agregada para o mercado interno foi estimada em função dos preços recebidos pelos agricultores (menos cacau e café), deflacionada por um índice incluindo apenas estes dois produtos. É evidente que ainda que a elasticidade da oferta agregada total fôsse bastante reduzida, a elasticidade desta nova função poderia ser mais elevada (e significativa) devido à possibilidade de utilização alternativa de fatores entre estes dois setores da economia.

A título de complementação da análise subdividimos o grupo dos produtos destinados ao mercado interno em dois subgrupos: o que inclui, apenas os produtos consumidos sem prévia transformação industrial, e que denominamos de produtos de “alimentação”, e o grupo que inclui os produtos consumidos depois de uma transformação industrial, que denominamos de “industrializáveis”<sup>20</sup>. Admitindo que as alternativas de produção de cada grupo são feitas comparando os preços dos produtos do grupo com os dos demais produtos, a oferta de “alimentos” foi expressa em função dos preços dos alimentos deflacionados pelos preços dos industrializáveis, e a oferta destes últimos em função do inverso do índice anterior.

As funções de oferta estimadas nesta nova definição estão apresentadas na tabela 5. Nos três casos constatam-se claras evidências de resposta positiva da produção aos preços. Merece atenção especial o caso dos produtos para o consumo interno, que mostra que a agricultura para o mercado interno se amplia sempre que os preços desses produtos elevam-se relativamente aos dos produtos exportáveis.

Mesmo no nível mais agregado é possível constatar uma resposta positiva da produção aos preços, indicando que não existem razões para rejeitar a hipótese de que no Brasil a produção agrícola reage sensivelmente aos preços relativos.

---

20. Esta classificação é apenas uma das muitas que poderia ser realizada. Ela deriva da constatação de que os produtos de alimentação têm um desenvolvimento tecnológico menor do que os produzidos como matéria prima para a indústria, e apresentam historicamente uma menor taxa de crescimento da produção por unidade de área. Ver a esse respeito Delfim Netto, e outros “Agricultura e Desenvolvimento Econômico no Brasil” Estudos ANPES n.º 5, 1965. No grupo dos alimentos foram incluídos 10 produtos (mandioca, tomate, uva, arroz, banana, batata, feijão, laranja, milho e côco) e no grupo dos industrializáveis seis produtos (soja, agave, algodão, amendoim, cana e fumo). Não é preciso dizer que o termo “consumo interno” não reflete uma característica rígida desses produtos, mas apenas o fato de serem produzidos predominantemente para o mercado interno.

É verdade que êsses resultados não excluem a possibilidade de elasticidade total da oferta agregada ser pequena, pelo menos à curto prazo, o que implicaria em uma resposta defasada da oferta aos estímulos da demanda. Ao nível da presente investigação, contudo, não é possível descer mais à fundo nêsse problema, e sòmente investigações específicas sòbre o mercado de fatores de produção poderia fornecer informações adicionais.

TABELA 5

BRASIL

OFERTAS AGRÍCOLAS AGREGADAS

produtos	constante	Coeficientes			R <sup>2</sup>	DW
		p <sub>t-1</sub>	y <sub>t-1</sub>	t		
Alimentos	20,360	41,558 (4,248)	0,497 (3,530)	2,725 (3,800)	0,990	2,366
Industrializáveis	-6,413	125,381 (4,393)	0,229 (1,824)	5,145 (6,854)	0,947	2,234
Consumo Interno	29,145	14,183 (3,979)	0,308 (2,069)	4,064 (5,185)	0,990	2,180

4 — AS ELASTICIDADE:

Na tabela 6 estão resumidos os coeficientes de elasticidade das ofertas para o Brasil como um todo e para cada uma das regiões analisadas. À excessão do fumo as elasticidades para a região Nordeste são bastante reduzidas. No caso dêsse produto, contudo, os coeficientes estão bem próximos aos estimados para São Paulo.

Apenas com os resultados do quadro não é possível concluir de forma mais segura se as elasticidades para a região Nordeste são inferiores às verificadas para a região Centro Sul. Mas constata-se que em ambas as regiões elas são nitidamente inferiores às estimadas para São Paulo, dando algum suporte à hipótese anteriormente levantada, de que ao longo do processo de desenvolvimento econômico são criadas condições para uma maior mobilidade de fatores, e o conseqüente aumento da resposta da produção aos estímulos dos preços relativos.

No caso do Estado de São Paulo as elasticidades situam-se em níveis sensivelmente superiores aos encontrados em investigações

---

21. Ver a êsse respeito Griliches, Z. "Estimates of The U. S. Aggregate Farm Supply Functions" *Journal of Farm Economics*.



**TABELA 7**  
**COEFICIENTES DE ELASTICIDADE-PREÇO DAS OFERTAS PARA**  
**VÁRIOS PAÍSES E PRODUTOS**

Produtos	País	Elasticidades		Pesquisadores
		curto prazo	longo prazo	
Algodão	Paquistão	0,41	—	FALCON, W.
Algodão	E. U. A.	0,27	0,67	NERLOVE, M.
Trigo	E. U. A.	0,48	0,93	NERLOVE, M.
Milho	E. U. A.	0,10	0,18	NERLOVE, M.
Fumo	Malawi	0,48	—	DEAN, E.
Algodão	India	0,72	1,62	KRISHNA, R.
Milho	India	0,23	0,56	KRISHNA, R.
Cana	India	0,34	0,60	KRISHNA, R.
Anroz	India	0,31	0,59	KRISHNA, R.
Trigo	India	0,08	0,14	KRISHNA, R.
Cebola	E. U. A.	0,32	—	SUITS, D. e KOIZUMI, S.
Agregada	E. U. A.	0,10	0,17	GRILICHES, Z.
Alimentos	Brasil-C. S.	0,10	0,30	DELFIN NETTO e outros
Industrializáveis	Brasil-C. S.	0,50	0,70	DELFIN NETTO e outros

dêsse tipo, conforme pode ser observado pela comparação entre os dados do quadro 6 e do quadro 7, no qual resumimos coeficientes estimados para outros países. É preciso ter em mente, contudo, que as especificações das ofertas não são exatamente as mesmas e, em geral, outros estudos empíricos raramente incluem, nas ofertas individuais, os preços de fatores de produção, o que para São Paulo, teve o efeito de aumentar sensivelmente os coeficientes de curto e de longo prazo da oferta de cada produto.

No caso da oferta agregada, por exemplo, o único estudo que conheço é o desenvolvido por Griliches<sup>21</sup> para os Estados Unidos, especificando uma função de oferta na qual os preços pagos aos agricultores são “deflacionados” pelos preços pagos pelos agricultores, incluindo-se explicitamente uma variável climática. Mesmo tendo em consideração as diferenças de especificação, é surpreendente a semelhança entre os coeficientes estimados, e ainda que se argumente que 0,1 é um coeficiente baixo, o fato importante a guardar é que 0,1 difere significativamente de zero, o que é um fato radicalmente diverso do que a afirmação de que “a agricultura é insensível aos preços”

#### APÊNDICE:

##### *A ELASTICIDADE TOTAL DA OFERTA AGREGADA*

Tomemos um caso mais simples em que um único produto homogêneo  $y$  é produzido com o concurso de dois fatores de produção,  $x_1$  e  $x_2$ , e suponhamos que tôdas as firmas tenham uma mesma função de produção, designando a função agregada por:

$$(1) \quad y = y(x_1, x_2)$$

Suponhamos que não existam economias externas, e que cada empresário atue sem alterar individualmente os preços de mercado. Conseqüentemente tôdas as firmas terão as mesmas curvas de custo, e se existirem outros produtores potenciais com as mesmas opções tecnológicas, sendo livre a entrada e saída de produtores, tôdas as firmas estarão operando no ponto de mínimo da curva de custos médios. Se tôdas as curvas de custos médios forem “bem comportadas”, isto é, admitindo um ponto de mínimo para um dado nível de produção, os aumentos da produção agregada somente poderão ser obtidos através da entrada de novas firmas no mercado, e se os preços dos fatores forem constantes as hipóteses anteriores garantem que a curva de oferta agregada de longo prazo seja infinitamente elástica.

A hipótese de racionalidade no comportamento dos empresários nos permite derivar as duas curvas agregadas de demanda dos fatores que são, respectivamente:

$$(2) \quad p_1 = p \frac{\partial y}{\partial x_1}$$

$$(3) \quad p_2 = p \frac{\partial y}{\partial x_2}$$

onde  $p_1$  e  $p_2$  são os preços dos fatores,  $p$  o preço do produto. Suponhamos que as ofertas dos fatores sejam positivamente inclinadas com relação aos próprios preços, isto é:

$$(4) \quad x_1 = x_1(p_1)$$

$$(5) \quad x_2 = x_2(p_2)$$

e estamos diante de um sistema de cinco equações com seis variáveis, que são respectivamente,

$$p, y, p_1, p_2, x_1 \text{ e } x_2$$

O sistema tem um grau de liberdade e, tal como foi realizado no texto, permite exprimir  $y$  como uma função de  $p$ , fornecendo a "curva de oferta agregada"

Para o cálculo da "elasticidade total", calculemos a diferencial total de cada uma das cinco equações anteriores obtendo:

$$(6) \quad dy = \frac{\partial y}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial y}{\partial x_2} dx_2$$

$$(7) \quad dp_1 = p \left| \frac{\partial^2 y}{\partial x_1^2} dx_1 + \frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2} dx_2 \right| + \frac{\partial y}{\partial x_1} dp$$

$$(8) \quad dp_2 = p \left| \frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2} dx_1 + \frac{\partial^2 y}{\partial x_2^2} dx_2 \right| + \frac{\partial y}{\partial x_2} dp$$

$$(9) \quad dx_1 = \frac{dx_1}{dp_1} dp_1$$



$$(10) \quad dx_2 = \frac{dx_2}{dp_2} dp_2$$

Tomando (6), dividindo membro a membro por  $y$  e rearranjando vem:

$$\frac{dy}{y} = \left| \frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{x_1}{y} \right| \frac{dx_1}{x_1} + \left| \frac{\partial y}{\partial x_2} \frac{x_2}{y} \right| \frac{dx_2}{x_2}$$

e lembrando que no equilíbrio podemos substituir as produtividades marginais pelos quocientes do preço do respectivo fator pelo preço do produto, e denominando por  $\theta_1$  e  $\theta_2$  as participações dos fatores 1 e 2 valor da produção vem:

$$(11) \quad \frac{dy}{y} = \theta_1 \frac{dx_1}{x_1} + \theta_2 \frac{dx_2}{x_2}$$

Tomando a relação (7), dividimos membro a membro por:  $p (\partial y / \partial x_1)$  e utilizando a relação (2), obtemos:

$$(12) \quad \frac{dp_1}{p_1} = \frac{\frac{\partial^2 y}{\partial x_1^2}}{\frac{\partial y}{\partial x_1}} dx_1 + \frac{\frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2}}{\frac{\partial y}{\partial x_1}} dx_2 + \frac{dp}{p}$$

Mas desde que o equilíbrio se verifica no ponto mínimo da curva de custo médio, naquêlo ponto a função de produção é homogênea de grau 1, sabemos que valem as duas relações:

$$\frac{\partial^2 y}{\partial x_1^2} = - \frac{x_2}{x_1} \frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2}$$

e

$$\sigma = \frac{\frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{\partial y}{\partial x_2}}{y \frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2}}$$

onde  $\sigma$  é a elasticidade de substituição da função de produção. Substituindo essas duas expressões em (12) após algumas simplificações chegamos a:

$$(13) \quad \frac{dp_1}{p_1} = - \frac{\theta_1}{\sigma} \frac{dx_1}{x_1} + \frac{\theta_2}{\sigma} \frac{dx_2}{x_2} + \frac{dp}{p}$$

e análogamente podemos obter a expressão para as variações proporcionais de  $p_2$ , dada por:

$$(14) \quad \frac{dp_2}{p_2} = \frac{\theta_1}{\sigma} \frac{dx_1}{x_1} - \frac{\theta_2}{\sigma} \frac{dx_2}{x_2} + \frac{dp}{p}$$

Finalmente para as ofertas dos fatores de produção temos:

$$(15) \quad \frac{dx_1}{x_1} = e_1 \frac{dp_1}{p_1}$$

$$(16) \quad \frac{dx_2}{x_2} = e_2 \frac{dp_2}{p_2}$$

onde  $e_1$  e  $e_2$  são os coeficientes de elasticidade preço das ofertas dos fatores de produção. O sistema formado pelas equações (11), (13), (14), (15) e (16) forma um conjunto de cinco equações cujas variáveis são as variações proporcionais das mesmas variáveis apontadas anteriormente. A solução para  $dy/y$  em função de  $dp/p$  pode, agora, ser facilmente obtida por substituição, chegando-se à expressão para a "elasticidade total" da oferta na qual comparecem apenas a elasticidade de substituição  $\sigma$ , as elasticidades preço das ofertas dos dois fatores  $e_1$  e  $e_2$ , e as participações dos fatores no valor da produção. A expressão procurada é:

$$(17) \quad \frac{dy}{dp} \frac{p}{y} = \frac{\sigma (\theta_1 e_1 + \theta_2 e_2)}{\sigma + \theta_1 e_2 + \theta_2 e_1}$$

Note-se que esse coeficiente implica em que os preços dos fatores de produção estejam variando livremente ao longo da curva de oferta de fatores e, como já se mostrou anteriormente, se as elasticidades das ofertas de fatores fossem infinitas, a elasticidade total da oferta também seria.

Da análise de expressão (17) verifica-se facilmente que:

- a — a elasticidade total da oferta será nula se forem nulas as elasticidades das ofertas dos fatores de produção;
- b — se apenas um fator tiver oferta inelástica e a elasticidade de substituição for zero, a elasticidade total da oferta será nula;
- c — inversamente, ainda que exista um fator totalmente inelástico, se a elasticidade de substituição for diferente de zero, a elasticidade total da oferta será positiva;
- d — a elasticidade total será tanto maior quanto maior for a participação do fator cuja oferta é mais elástica, acentuando-se a sensibilidade da elasticidade total com relação à elasticidade de substituição quando aumenta a participação do fator que tem oferta mais elástica, e quanto maior for a diferença entre as elasticidades das ofertas dos fatores.