

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA**

MATHIAS FRIEDRICH

**UMA ANÁLISE DA DEMANDA POR FERTILIZANTES NO BRASIL NO PERÍODO
DE 1970 A 2010**

**PORTO ALEGRE
2012**

MATHIAS FRIEDRICH

**UMA ANÁLISE DA DEMANDA POR FERTILIZANTES NO BRASIL NO PERÍODO
DE 1970 A 2010**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

**PORTO ALEGRE
2012**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

F911a Friedrich, Mathias

Uma análise da demanda por fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2010 / Mathias Friedrich. — Porto Alegre, 2012.
109 f.

Diss. (mestrado) - Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento. PUCRS, 2012.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto.

1. Economia do Desenvolvimento. 2. Fertilizantes – Demanda – Brasil. 3. Cointegração (Econometria). 4. Mínimos Quadrados Ordinários (Econometria). 5. Preço Agrícola. I. Jacinto, Paulo de Andrade. II. Título.

CDD: 338.10981

Bibliotecária Responsável: Alessandra Pinto Fagundes - CRB10/1244.

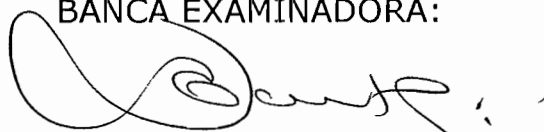
MATHIAS FRIEDRICH

“Uma análise da demanda por fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2010”

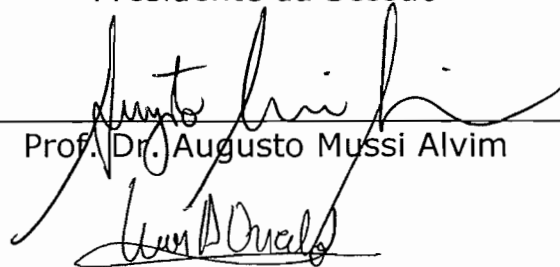
Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia, da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 26 de março de 2012.

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Paulo de Andrade Jaento
Presidente da Sessão



Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim



Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada

Porto Alegre
2012

AGRADECIMENTOS

Primeiro, gostaria de agradecer à minha família e à Ane pelo apoio e amor, isso foi a base de tudo. Agradecer também a compreensão pela ausência, principalmente neste último semestre.

Ao meu orientador, professor Dr. Paulo de Andrade Jacinto. Além de professor exemplar, tornou-se também um grande amigo, sempre com palavras de incentivo e com uma orientação de forma positiva e construtiva.

Ao corpo de professores, funcionários e colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS, em especial à coordenadora professora Dra. Izete Pengo Bagolin, pela dedicação e atenção desde o início do curso, e à secretária Janaína Pacheco Vianna, pela prestatividade e informação.

Também aos colegas e amigos da Yara Brasil Fertilizantes, que contribuíram de forma fundamental com o conhecimento de mercado e, principalmente, pelo companheirismo nas horas difíceis.

À CAPES, que proporcionou a bolsa de estudos e me concedeu a oportunidade do desenvolvimento técnico e acadêmico, o qual prezarei e levarei para sempre.

Enfim, foram muitos aqueles que contribuíram para esta trajetória, mesmo que com pequenos gestos. Para todos, o meu mais sincero obrigado.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo o estudo dos determinantes da demanda por fertilizantes no Brasil entre 1970 e 2010. A relevância desse estudo faz-se mister frente à necessidade de crescimento na produtividade agrícola, em sendo o país um dos líderes mundiais na produção de alimentos. Estimou-se a equação de demanda a nível nacional e regional, fazendo-se uso de MQO e cointegração de Johansen. Em geral, os resultados apontaram para a inelasticidade da demanda frente a variações no preço, tanto no curto quanto no longo-prazo. As variáveis IPR e área colhida apresentaram grande importância no estudo, enquanto que o crédito rural não foi significativo estatisticamente. Através da metodologia VAR, comprovou-se também a ocorrência de ciclos contemporâneos entre as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, com forte inter-relação principalmente da região Centro para com as demais.

Palavras-chave: fertilizante, cointegração, ciclos contemporâneos.

ABSTRACT

This study aims to find out the determinants of Brazilian fertilizer demand between 1970 and 2010. The importance of this study demand is closely related to the need of growing farmer's yield, as the country is recognized to be one of the major world leaders of food production. National and regional demand equations have been estimated through OLS and Johansen Cointegration. In general, the results have pointed to an inelastic demand to price variation, either in the short and long term. The variables IPR and harvested area have showed great importance in this study, as Rural Credit has not been statistically significant. Using VAR methodology, it has been possible to confirm the existence of common cycles between Southern, Center and North/Northeast regions, with strong interrelation, mainly from the Center to the other two regions.

Keywords: fertilizer, cointegration, common cycles.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1. Cadeia de produção do fertilizante.....	15
Gráfico 1. Mundo: Participação nas reservas de gás natural (%), 2008.....	17
Gráfico 2. Mundo: Participação na produção de amônia (%), 2010.....	17
Gráfico 3. Mundo: Participação nas reservas de rocha fosfática (%), 2010.....	18
Gráfico 4. Mundo: Participação na produção de fósforo (%), 2010.....	19
Gráfico 5. Mundo: Participação nas reservas de potássio (%), 2010.....	20
Gráfico 6. Mundo: Participação na produção de potássio (%), 2010.....	20
Gráfico 7. Mundo: Participação no consumo de fertilizantes NPK (%), 2009.....	21
Gráfico 8. Países selecionados: Consumo de fertilizantes, 1961 a 2009.....	21
Gráfico 9. Brasil: Evolução do consumo de fertilizantes, 1961 a 2010.....	23
Gráfico 10. Brasil: Evolução do consumo de fertilizantes, 1970 a 2010.....	45
Gráfico 11. Regiões: Evolução da área colhida, 1970 a 2010.....	45
Gráfico 12. Brasil: Consumo de fertilizantes e preço do fertilizante, 1970 a 2010.....	56
Gráfico 13. Brasil: Consumo de fertilizantes e IPR, 1970 a 2010.....	56
Gráfico 14. Mundo: Brasil: consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010....	57
Gráfico 15. Brasil: Consumo de fertilizantes e crédito rural, 1970 a 2010.....	58
Figura 2. Gráficos de dispersão do consumo de fertilizantes contra preço, área colhida, CR e IPR.....	59
Figura 3. Nacional: Função impulso-resposta.....	70
Gráfico 16. Região Sul: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.....	73
Gráfico 17. Região Centro: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.....	74
Gráfico 18. Região Norte/Nordeste: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.....	74
Gráfico 10. Brasil: Evolução do consumo de fertilizantes, 1970 a 2010.....	86
Gráfico 11. Regiões: Evolução da área colhida, 1970 a 2010.....	86
Figura 4. Regiões: Função impulso-resposta.....	91

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Brasil: Capacidade instalada de produção de matéria-prima e produtos intermediários (1.000 t), 2010	26
Tabela 2. Brasil: Produção, importação, exportação e consumo de fertilizantes (1.000 t) e relação importação/consumo (%), 1961 a 2010	27
Tabela 3. Listagem de autores e elasticidades-preço da demanda por fertilizante.....	30
Tabela 4. Brasil: Séries históricas: consumo de fertilizantes, área colhida, crédito rural, preço do fertilizante e IPR, 1970 – 2010	41
Tabela 5. Brasil: Séries históricas regionalizadas do consumo de fertilizantes, área colhida e produção agrícola, 1970 a 2010	46
Tabela 6. Nacional: Matriz de correlação entre consumo de fertilizante, preço, IPR, área colhida e CR.....	58
Tabela 7. Nacional: Teste de raiz unitária para consumo de fertilizante, preço, área colhida, IPR e CR	60
Tabela 8. Nacional: Teste de raiz unitária em primeira diferença (Δ) para consumo de fertilizante, preço, área colhida, IPR e CR.	60
Tabela 9. Nacional: Teste de Causalidade-Granger	61
Tabela 10. Nacional: Resultados da estimação por MQO.....	64
Tabela 11. Elasticidades-preço selecionadas.....	65
Tabela 12. Nacional: Teste de raiz unitária para o resíduo	66
Tabela 13. Nacional: Teste de cointegração de Johansen	66
Tabela 14. Nacional: Modelo de correção de erros	67
Tabela 15. Nacional: Decomposição da variância.....	71
Tabela 16. Regiões: Matriz de correlação entre consumo de fertilizante, preço, IPR e área colhida.....	75
Tabela 17. Regiões: Teste de raiz unitária para consumo de fertilizante e área colhida....	76
Tabela 18. Regiões: Teste de raiz unitária em primeira diferença (Δ) para consumo de fertilizante e área colhida.....	76
Tabela 19. Regiões: Resultados da estimação por MQO	77
Tabela 20. Regiões: Resultados da estimação por MQO (sem CR).....	78
Tabela 21. Regional: Teste de raiz unitária do resíduo	79
Tabela 22. Região Sul: Modelo de correção de erros.....	79

Tabela 23. Região Centro: Modelo de correção de erros	81
Tabela 24. Região Norte/Nordeste: Modelo de correção de erros	82
Tabela 25. Elasticidades-preço de curto e longo-prazo selecionadas.....	85
Tabela 26. Regiões: Matriz de correlação	87
Tabela 27. Regiões: Teste de causalidade Granger	87
Tabela 28. Regiões: Teste de raiz unitária.....	88
Tabela 29. Regiões: Modelo VAR	89
Tabela 30. Regiões: Matriz de correlação dos resíduos do modelo VAR.....	90
Tabela 31. Regiões: Decomposição da variância	92

SUMÁRIO

RESUMO	4
INTRODUÇÃO	11
1 FERTILIZANTE: COMPOSIÇÃO, PRODUÇÃO MUNDIAL E O MERCADO BRASILEIRO	14
1.1 Composição.....	14
1.2 Reservas e produção mundial	16
1.3 O mercado de fertilizantes no Brasil.....	22
2 REVISÃO DE LITERATURA: UMA SÍNTESE	29
3 METODOLOGIA	41
3.1 Variáveis escolhidas e base de dados.....	41
3.1.1 Consumo de fertilizante.....	42
3.1.2 Preço do fertilizante	42
3.1.3 Área colhida.....	43
3.1.4 Crédito rural.....	43
3.1.5 IPR.....	44
3.1.6 Variáveis regionalizadas.....	44
3.2 Estratégia econométrica	47
3.2.1 Teste de raiz unitária	47
3.2.2 Vetores autoregressivos	48
3.2.3 Função impulso-resposta.....	50
3.2.4 Decomposição da variância	51
3.2.5 Teste de causalidade de Granger	51
3.2.6 Cointegração.....	52
3.2.7 Vetor de correção de erros	53
4 OS DETERMINANTES DA DEMANDA POR FERTILIZANTES NO BRASIL E REGIÕES	55

4.1	Análise dos determinantes da demanda por fertilizantes no Brasil	55
4.2	Análise dos determinantes da demanda por fertilizantes nas regiões brasileiras...	72
4.3	Análise dos ciclos contemporâneos da demanda por fertilizantes nas regiões brasileiras.....	85
CONCLUSÕES.....		94
REFERÊNCIAS		96
ANEXOS		101

INTRODUÇÃO

O objetivo do presente trabalho é analisar a demanda por fertilizantes no Brasil, estudando as elasticidades da demanda a nível nacional e regional, bem como a ocorrência de ciclos contemporâneos entre as regiões brasileiras.

O fertilizante é um composto utilizado para aumentar a produtividade agrícola, proporcionando aos vegetais os nutrientes carentes no solo. De acordo com estudo da International Fertilizer Association (IFA, 2000), acompanhamentos e testes formais em lavouras com o correto uso de fertilizantes, realizados por 25 anos em mais de 40 países, indicaram um aumento médio na produtividade agrícola em 60%. Ainda, o rendimento pode variar de acordo com a geografia e com a cultura cultivada, mas os ganhos em produtividade com a utilização de fertilizantes podem inclusive triplicar. Conforme Lopes e Guilherme (2000), corretas práticas de adubação e calagem são responsáveis por 50% dos ganhos de produtividade nas lavouras. Ademais, conforme Nicolella *et al* (2005), 40% dos solos brasileiros são classificados como latossolos, possuindo características físicas excelentes e graves limitações quanto à sua fertilidade, mas que se tratados com tecnologia tornam-se muito produtivos. De acordo com Dias (2005), as terras de alta fertilidade, chamadas de chernossolos, compõem apenas 1 % do território nacional.

O aumento na produtividade agrícola é ponto fulcral para atender à crescente demanda por alimentos. Segundo estudo da Food and Agriculture Organization (FAO, 2002), o mundo atingirá a marca de 8,2 bilhões de habitantes em 2030 e 9,3 bilhões em 2050, aumento demográfico de 20% e 36% em relação aos 6,8 bilhões de 2010. Isto posto, a FAO prevê que o crescimento demográfico exigirá dos países em desenvolvimento um aumento em 60% na disponibilidade de alimentos até 2030, e um aumento em 100% até o ano de 2050, ou seja, dobrar a disponibilidade atual. Isto equivale a um aumento em 42% e 70% na produção mundial de alimentos, respectivamente.

Além disso, o progresso econômico nos países em desenvolvimento tem permitido à população o maior consumo de alimentos. Nesses, também conforme FAO (2008), o consumo calórico por habitante por dia há 30 anos atrás era de 2.110 kcal, hoje está em 2.650 kcal, nos próximos 30 anos a previsão é para 2.960 kcal e no ano 2050 estará em torno de 3.070 kcal. Não apenas o aumento calórico deve ser considerado, como também a evolução da densidade populacional. Ainda segundo esse estudo, em 2050 cerca de 90% da população dos países em desenvolvimento estará em faixa de consumo calórico acima de 2.700 kcal por pessoa por dia,

percentual que é de 51% atualmente, e que era de apenas 4% trinta anos atrás. Em 2050, até 5 bilhões de pessoas poderão estar consumindo 3.000 kcal por dia.

A demanda por biocombustíveis é outro fator a instigar o aumento da produção agrícola mundial. São dois os combustíveis mais comuns advindos de fontes agrícolas: o etanol, produzido a partir de matéria-prima biológica com alto teor de açúcar, principalmente cana-de-açúcar, no Brasil, e milho, nos Estados Unidos, e o biodiesel, extraído de óleos vegetais, tais como soja, mamona, girassol e amendoim. A oferta mundial de etanol aumentou 18,6% ao ano, entre 2000 e 2008, e a de biodiesel outros 37,3% ao ano, chegando à ordem global de 67 bilhões de litros de etanol e 13 bilhões de litros de biodiesel em 2008. A expectativa é que a demanda por etanol no Brasil passe dos atuais 27 bilhões de litros em 2010 para 73 bilhões de litros em 2020, segundo o Plano Decenal de Expansão de Energia – 2020, do Ministério de Minas e Energia (MME, 2011). Isto significa aumentar o plantio de cana-de-açúcar para produção de etanol dos atuais 3,8 milhões de hectares para 10,4 milhões de hectares.

Ademais, o agronegócio brasileiro apresenta uma peculiaridade. O país é líder mundial na produção de cana-de-açúcar, laranja, feijão e café, o segundo maior produtor de soja e tabaco, e o terceiro maior produtor de milho. Também é líder em exportação de açúcar, etanol, café, suco de laranja e tabaco, e ainda o segundo maior fornecedor global de soja. O valor total das exportações agrícolas brasileiras em 2010 foi de US\$ 68,6 bilhões, o equivalente a 34% das exportações do país e a 5% de toda exportação agrícola internacional, colocando o país apenas atrás da União Européia (39,1%) e dos Estado Unidos (10,5%) no *ranking* dos maiores exportadores de alimentos, conforme dados colhidos no relatório International Trade Statistics 2011, da World Trade Organization (WTO, 2011). Ainda, o agronegócio correspondeu a 22,3% do PIB brasileiro em 2010, o equivalente a quase R\$ 780 bilhões.

Entretanto, a produção nacional de fertilizantes é insatisfatória, levando à importação de 62% do insumo consumido internamente em 2010, o que correspondeu a US\$ 4,9 bilhões. Ou seja, apesar de ser um dos maiores agentes agrícolas do mundo, o Brasil sofre com a elevada dependência externa do fertilizante: além de incorrer em elevado déficit na balança comercial para o produto, há insegurança quanto às políticas de preço e fornecimento, colocando em risco o desafio do aumento em produtividade no campo.

Assim, no primeiro capítulo far-se-á uma abordagem acerca do fertilizante: do que é composto, quais são os maiores produtores e consumidores, o início do consumo no Brasil e a atual capacidade instalada. No capítulo seguinte, a revisão de literatura explora uma série de

trabalhos sobre a demanda por fertilizantes afim de identificar o que já foi estudado sobre o tema, os resultados, os métodos e os prováveis determinantes da demanda. O capítulo três aborda a metodologia utilizada para este trabalho, perpassando pelas variáveis escolhidas e pelo ferramental econométrico de estimação. Os resultados das estimações estão arrolados no capítulo quatro. Por último, tem-se a conclusão, resgatando os principais resultados e suas implicações.

1 FERTILIZANTE: COMPOSIÇÃO, PRODUÇÃO MUNDIAL E O MERCADO BRASILEIRO

1.1 Composição

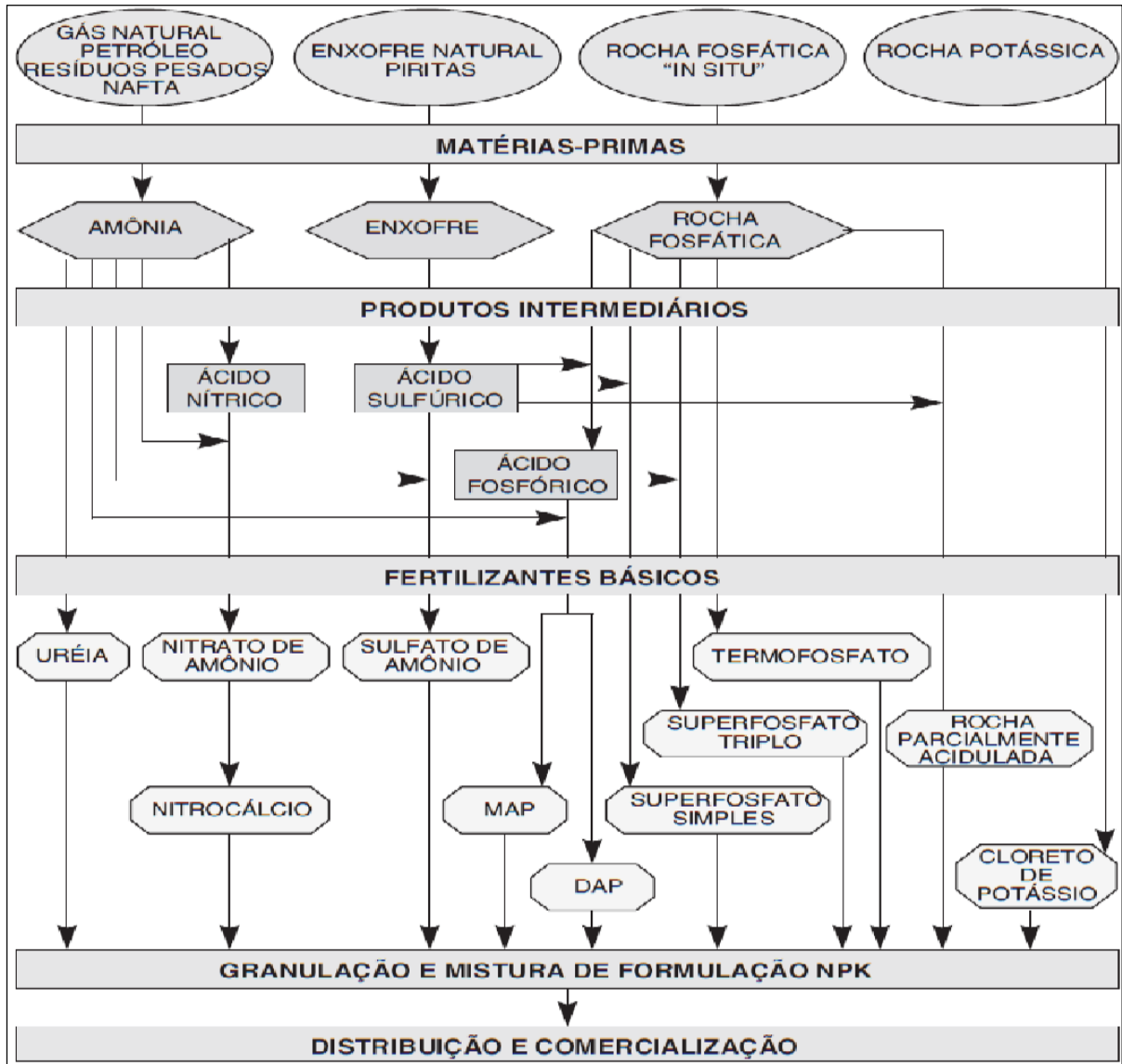
O fertilizante pode ser mineral ou orgânico, sendo que o mineral, objeto deste estudo, é largamente mais utilizado pelos agricultores uma vez que a concentração de nutrientes é muito maior em relação ao composto orgânico. À parte da energia luminosa, gás carbônico e água, são três as matérias mais importantes para a nutrição da planta, chamados de macronutrientes primários: a) nitrogênio (N), mineral mais abundante nas plantas, compoendo a clorofila e constituindo todas as proteínas vegetais; b) fósforo (P), essencial ao crescimento e divisão celular, bem como ao fortalecimento das raízes e frutificação; e c) potássio (K), segundo mineral mais abundante nos vegetais, fornece resistência a doenças e pragas, auxilia na síntese proteica e de carboidratos além de influenciar na hidratação e no teor de glicose do vegetal. Também existem os macronutrientes secundários - enxofre (S), magnésio (Mg) e cálcio (Ca) - e os micronutrientes - cloro (Cl), ferro (Fe), zinco (Zn) e cobre (Cu) -, ambos grupos importantes para o crescimento saudável do vegetal, porém de menor relevância em relação aos macronutrientes primários.

De acordo com Alcarde *et al* (1998), os fertilizantes minerais podem ser divididos em três grupos de acordo com a sua composição, quais sejam: simples, mistos ou misturas, e complexos. Os fertilizantes simples são constituídos por apenas um composto químico, podendo possuir um ou mais nutrientes em grânulos separados. Já os fertilizantes mistos são advindos da mistura de dois ou mais fertilizantes simples. Por último, os fertilizantes complexos são aqueles formados por dois ou mais compostos químicos dentro do mesmo grânulo, e portanto demandam maior tecnologia para produção. No Brasil, os fertilizantes mais utilizados são as misturas NPK (nitrogênio, fósforo e potássio), que demandam menor nível tecnológico e possuem preço final menor. O chamado fertilizante NPK é identificado em termos de porcentagem do peso dos respectivos nutrientes nitrogênio, fósforo e potássio. Assim, um fertilizante nomeado 16-16-16 possui 16% de cada um desses nutrientes, e os 52% restantes correspondem a outras substâncias químicas – hidrogênio, carbono, entre outros.

O fertilizante vendido ao produtor rural passa por algumas fases de beneficiamento desde a extração da matéria-prima até a aplicação na lavoura. A Figura 1 auxilia na esquematização do processo, que possui uma rica combinação de elementos. A amônia é a matéria-prima dos fertilizantes nitrogenados, obtida principalmente através do gás natural,

muito embora outros subprodutos do petróleo e carvão também sejam utilizados em menor escala para sua obtenção. Da queima da amônia obtêm-se o produto intermediário ácido nítrico, que por reações transformar-se-á no fertilizante básico nitrocálcio, bem como a reação da amônia com o dióxido de carbono resulta no fertilizante básico uréia.

Figura 1 - Cadeia de produção do fertilizante.



Fonte: BNDES (2006).

A rocha fosfática, representada mais comumente pela apatita e pela fosforita, é a matéria-prima para os fertilizantes fosfatados. Através de um processo de acidulação, colocando a rocha em contato com o ácido sulfúrico, este advindo do enxofre, dá-se origem ao produto intermediário ácido fosfórico. Deste, por sua vez, obtêm-se alguns fertilizantes com alta concentração de fósforo, entre eles o superfosfato simples (SSP) e o fosfato de

diamônio (DAP). Já o potássio, um dos dez elementos mais abundantes na crosta terrestre, está presente em grande número de minerais, sendo a silvita e a carnalita as rochas mais utilizadas no processo industrial por apresentarem significativas porcentagens do nutriente em sua composição, de acordo com Nascimento *et al* (2008). Os fertilizantes potássicos passam por processos de caráter mais físico – britagem, concentração e secagem -, o que pode ser verificado para o fertilizante básico cloreto de potássio, conforme a Figura 1.

Apesar de ser um macronutriente secundário para a nutrição vegetal, o enxofre é de suma importância para a fabricação de fertilizantes. Encontrado em diversas fontes na natureza - gesso, fontes termais, áreas vulcânicas, combustíveis fósseis, entre outros -, é dele que advém o ácido sulfúrico, que em contato com outras substâncias formará uma série de fertilizantes fosfatados e nitrogenados.

Portanto, a cadeia produtiva de fertilizantes é composta basicamente por seis elos, segundo Kulaif (2009): 1) indústria extrativa mineral (rocha fosfática, enxofre, gás natural e rocha fosfática); 2) indústria de matérias-primas intermediárias (ácido sulfúrico, fosfórico e amônia anidra); 3) indústria de fertilizantes simples (SSP, TSP, MAP, DAP, uréia, cloreto de potássio, entre outros); 4) indústria de fertilizantes finais (mistura de formulações NPK granuladas ou em pó); 5) venda do produto acabado ao agricultor diretamente pela indústria; ou 6) venda do produto acabado ao agricultor no varejo por meio de revendas.

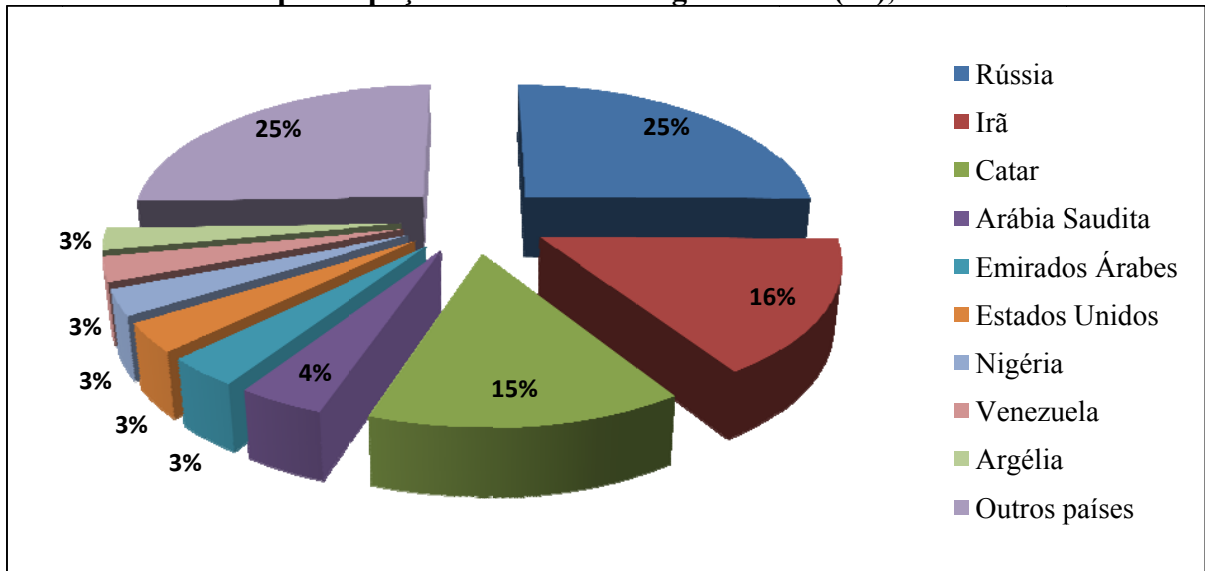
1.2 Reservas e produção mundial

Por ser advinda de recursos naturais, a disponibilidade de matéria-prima para a fabricação de fertilizantes depende diretamente da disposição geográfica das reservas minerais e dos bolsões de gás e demais derivados do petróleo. As reservas relatadas a seguir são apenas indícios oficiais, uma vez que à medida que se avança na exploração de determinada reserva pode ocorrer a descoberta de volumes ainda maiores de matéria, bem como a evolução dos processos de extração possibilita a exploração de minas e bolsões até então inviáveis economicamente.

Para a produção de fertilizantes nitrogenados, é indispensável a oferta abundante de gás natural, utilizado para a produção de 75% da amônia no mundo, segundo Franco e Saraiva Neto (2007), bem como oferta de energia a baixo custo. De acordo com Kongshaug (1998), 1,2% de toda a energia consumida no mundo é despendida para a produção de fertilizantes, e desta parcela cerca de 92,5% são gastos na produção de fertilizantes nitrogenados. Primeiramente, o Gráfico 1 aponta para os países com maior reserva de gás natural, com

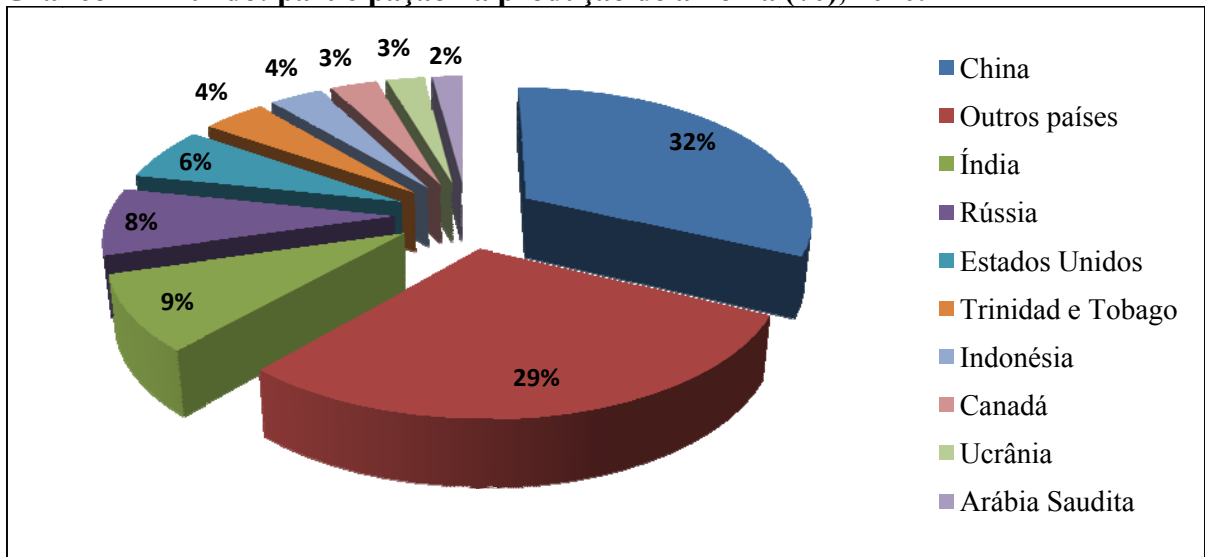
destaque para a Rússia, que em 2008, possuía cerca de 44,6 trilhões de m³, seguida por Irã (27,8 trilhões de m³), Catar (25,6 trilhões de m³) e Arábia Saudita (7,17 trilhões de m³). Estes, compunham mais de 60% das reservas mundiais em 2008. O Brasil aparece apenas em quadragésimo lugar, com cerca de 0,36 trilhões de m³, ou 0,2% da disponibilidade global.

Gráfico 1 - Mundo: participação nas reservas de gás natural (%), 2008.



Fonte: Atlas de Energia Elétrica do Brasil – ANEEL (2008).

Gráfico 2 - Mundo: participação na produção de amônia (%), 2010.



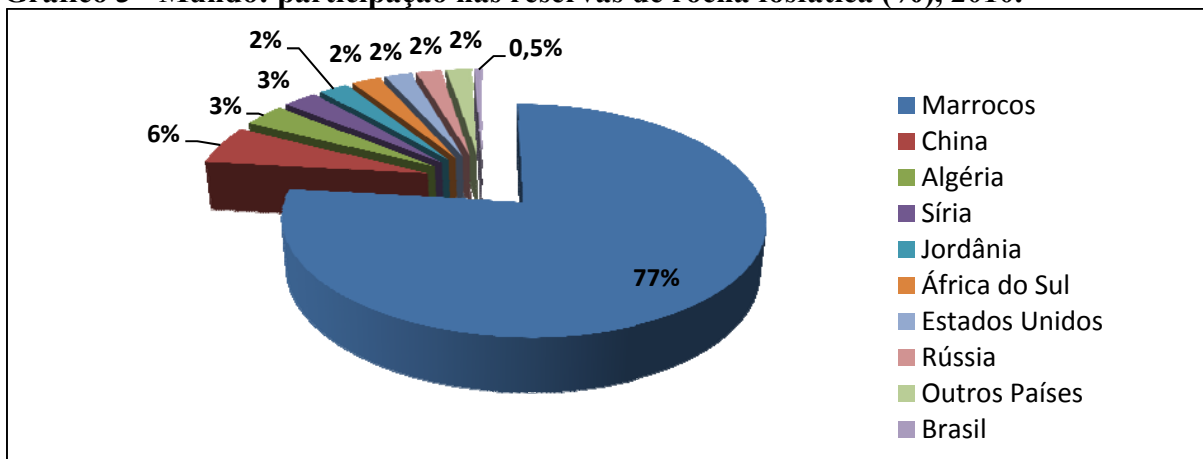
Fonte: U.S. Geological Survey (2011).

A China, por dispor de poucas reservas de gás natural e ser a maior produtora de carvão do mundo, faz uso deste para a obtenção da amônia, mesmo que o gasto em energia seja 41% maior, segundo Franco e Saraiva Neto (2007). Isso explica a posição do país como o maior produtor de amônia do mundo, ainda conforme o Gráfico 2, muito embora não conste

na relação dos maiores detentores de gás natural. Os dados de 2010 dão conta de uma produção mundial de 130,9 milhões de toneladas métricas, sendo a China responsável por de 32% deste volume. Índia, Rússia e Estados Unidos produziram outros 9%, 8% e 6%, respectivamente. Importante apontar para o fato de que 29% da produção mundial advém de países que não estão entre os nove primeiros colocados. Assim, à parte da China, a produção de amônia é de certa forma descentralizada.

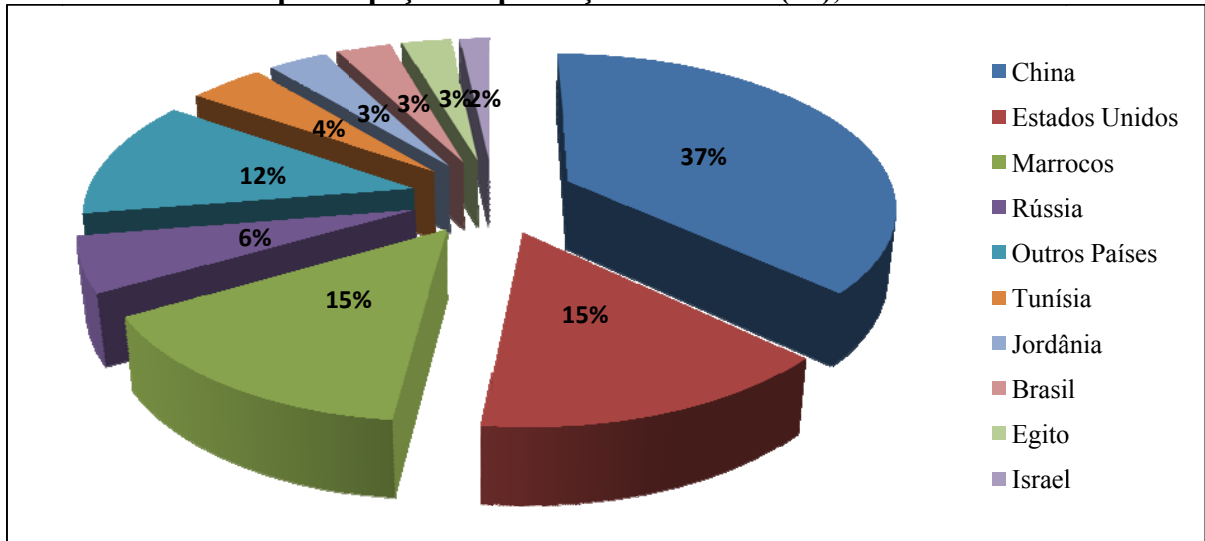
A rocha fosfática, matéria-prima para a produção de fertilizantes fosfatados, pode ser encontrada de duas formas: em depósitos sedimentares rasos, geralmente em áreas costeiras, caso dos depósitos no norte da África, China, Oriente Médio e Estados Unidos, e que correspondem a 85% da produção mundial de fósforo, ou junto a depósitos magmáticos em zonas de crosta acidentada, encontrados no Canadá, Rússia, África do Sul e na parte central do Brasil, que correspondem aos 15% restantes, de acordo com Lopes *et al* (2004). O Gráfico 3 lista as principais reservas de rocha fosfática. O Marrocos é consideravelmente o maior detentor de rocha fosfática, com reservas que se aproximam dos 50 bilhões de toneladas, seguido da China (3,7 bilhões de t), Algéria (2,2 bilhões de t) e Síria (1,8 bilhões de t). O Brasil ocupa o nono lugar, possuindo cerca de 340 milhões de toneladas de rocha fosfática, o equivalente a 0,5% do *quantum* mundial. Destas, cerca de 75% estão concentradas no estado de Minas Gerais, segundo Rodrigues (2010).

Gráfico 3 - Mundo: participação nas reservas de rocha fosfática (%), 2010.



Fonte: U.S. Geological Survey (2011).

Gráfico 4 - Mundo: participação na produção de fósforo (%), 2010.

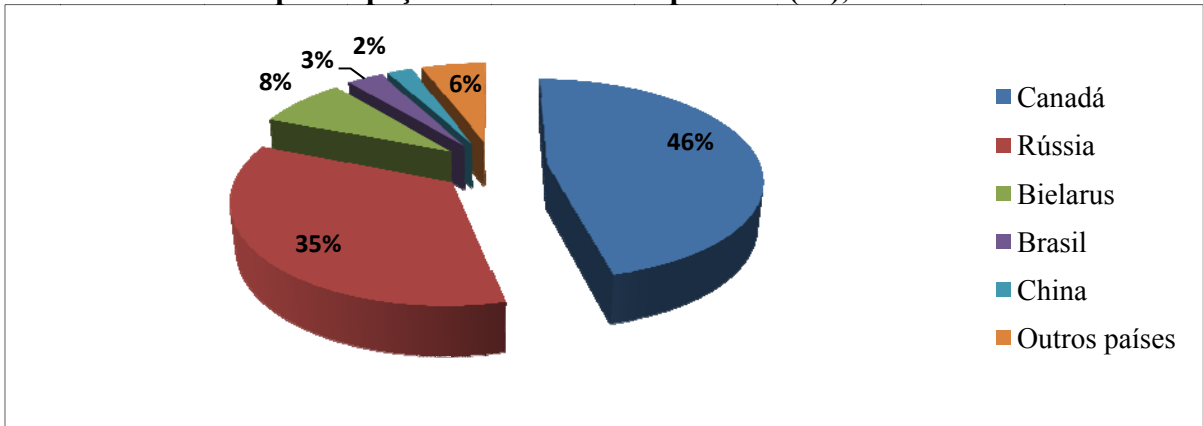


Fonte: U.S. Geological Survey (2011).

Entretanto, ao analisarmos as participações na produção de fósforo para 2010, as posições mudam, conforme o Gráfico 4. O Marrocos é o terceiro maior produtor, com cerca de 26 milhões de t, atrás da China (65 milhões de t) e Estados Unidos (26,1 milhões de t). Somados à Rússia, com 10 milhões de t, estes quatro países produzem juntos mais de 70% do fósforo do mundo. Já o Brasil, oitavo lugar no *ranking*, produziu cerca de 5,5 milhões de t, o equivalente a apenas 3,1% do *quantum* global.

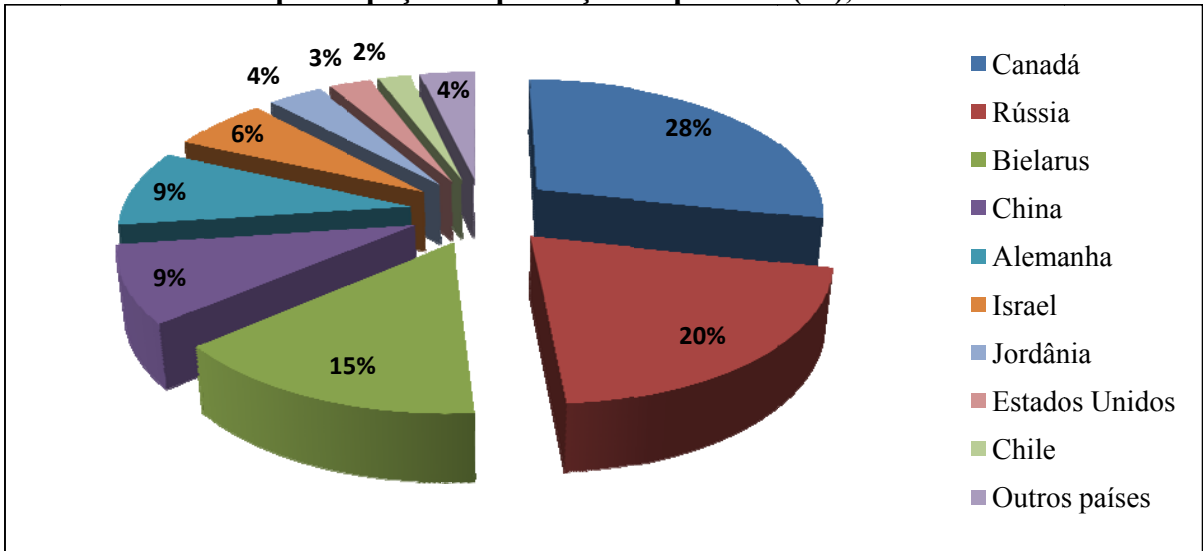
Em relação ao potássio, este é encontrado principalmente em rochas, solos, oceanos, lagos e salinas residuais. Os teores mais elevados são observados nos silicatos de potássio e nos minerais evaporíticos, sendo que destes as principais fontes são a silvita e a carnalita, que possuem concentração do nutriente de 63% e 17%, respectivamente, conforme Oliveira (2009). Canadá, com 4 bilhões de t, e Rússia, com 3,3 bilhões de t, são os países com maiores reservas de potássio, compondo cerca de 81% da disponibilidade mundial, conforme o Gráfico 5.

Gráfico 5 - Mundo: participação nas reservas de potássio (%), 2010.



Fonte: U.S. Geological Survey (2011).

Gráfico 6 - Mundo: participação na produção de potássio (%), 2010.



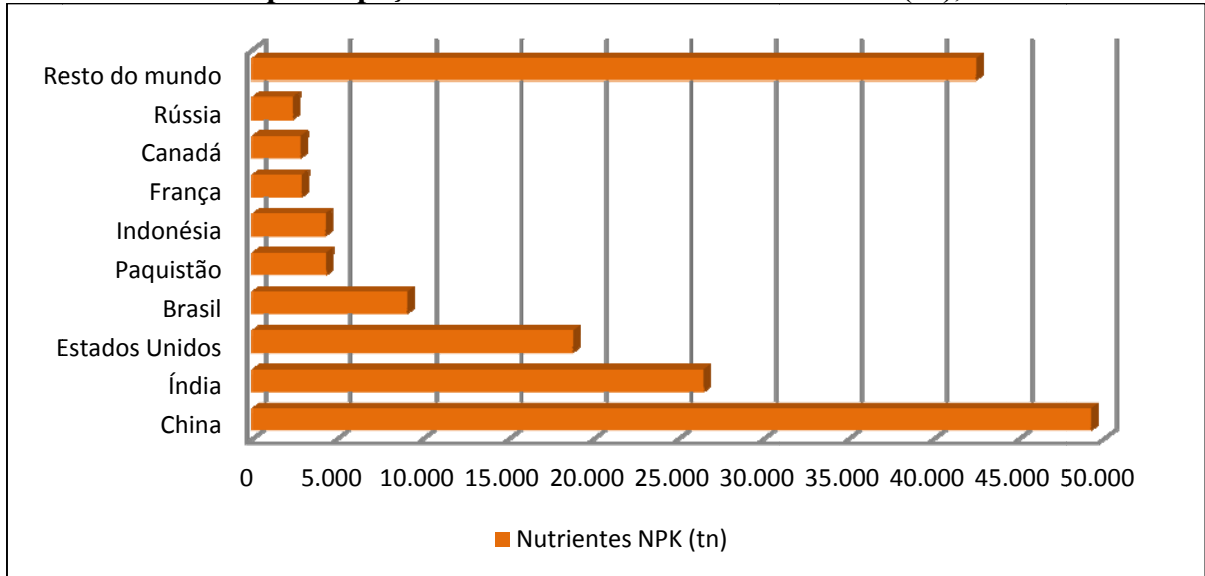
Fonte: U.S. Geological Survey (2011).

Novamente Canadá e Rússia são os maiores produtores, sendo que o primeiro produziu 9,5 milhões de toneladas em 2010, e o segundo cerca de 6,8 milhões de toneladas, ambos somando quase 50% do total de potássio produzido naquele ano a nível global, situação descrita no Gráfico 6. Muito embora o Brasil esteja na quarta colocação no ranking das reservas contabilizadas, as 300 milhões de toneladas de potássio correspondem a apenas 3% dos depósitos totais. Já em termos produtivos, o Brasil ocupa a décima posição, com aproximadamente 400 mil toneladas produzidas em 2010.

Em relação ao consumo de fertilizantes em volume de nutrientes, do total global de 162 milhões de toneladas em 2009, a China lidera o *ranking*, com cerca de 30% desse consumo, seguida por Índia (16%), Estados Unidos (12%), Brasil (6%), Paquistão (3%) e

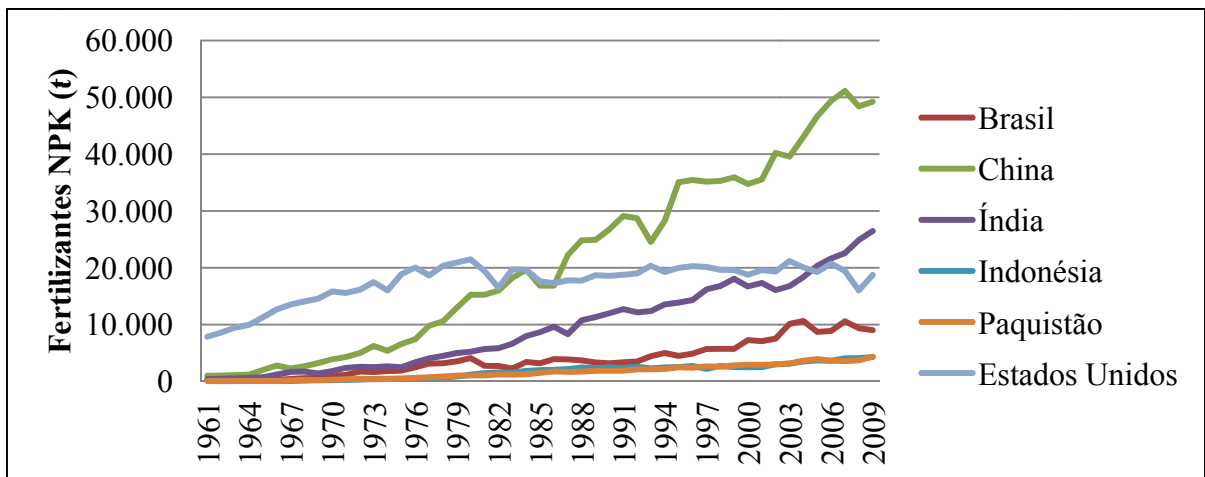
Indonésia (3%), estando os demais 31% divididos entre o resto do mundo, conforme o Gráfico 7.

Gráfico 7. Mundo: participação no consumo de fertilizantes NPK (%), 2009.



Fonte: IFA (2011).

Gráfico 8 - Países selecionados: consumo de fertilizantes, 1961 a 2009.



Fonte: IFA (2011).

Importante salientar que dos seis maiores consumidores, cinco são países em desenvolvimento, com consumo de fertilizantes ainda em trajetória crescente, evidenciado no Gráfico 8. Dos países selecionados, apenas os Estados Unidos possuía consumo relevante de fertilizantes no início da década de 1960, perdendo a posição de líder para a China já na década de 80, e mais recentemente sendo ultrapassado pela Índia, nos anos 2000.

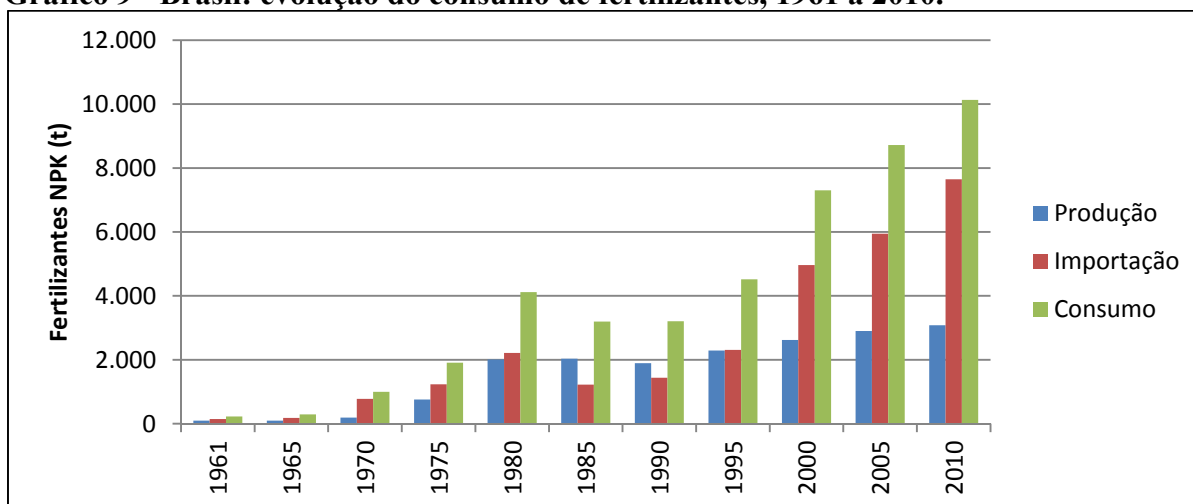
1.3 O mercado de fertilizantes no Brasil

A presente seção tem o estrito objetivo de mostrar a evolução do mercado brasileiro de fertilizantes, sem ater-se a possíveis relações causais de fatores que porventura venham a ser determinantes na demanda pelo insumo.

Embora já de uso tímido pelos grandes produtores de café próximo ao final do século XIX, a adubação teve maiores incentivos no Brasil apenas após a criação de mecanismos de financiamento, como a Carteira de Crédito Agrícola e Industrial (CREAI) do Banco do Brasil, em 1935, que viria a ser a precursora do modelo de crédito rural subsidiado no país. Entre 1930 e 1950 surgiram as primeiras unidades misturadoras de adubo, que se utilizavam de matéria-prima importada para a produção. Entre estas, segundo Dias e Fernandes (2006), a Adubos Trevo, em 1930, Quimbrasil, IAP, Copas, Manah, Fertisul e Elekeiroz, todas na década de 1940, e Solorrigo, em 1956. Ainda em 1958 foi inaugurada a primeira fábrica de fertilizantes nitrogenados, a Fafer, de propriedade da Petrobrás, localizada em Cubatão, São Paulo.

Entretanto, a demanda pelo produto era incipiente e o conhecimento dos ganhos em produtividade era pouco difundido entre os produtores rurais. De acordo com Carmo (1982), naquela época, o produto fertilizante contava com facilidades no processo de importação, sendo isento da necessidade de licenças no período entre 1947 e 1957. Na década seguinte, período de existência de tarifas *ad-valorem* para a maioria das importações, o fertilizante também teve tratamento diferenciado, sendo isento de tarifas alfandegárias e contando com câmbio a cotações melhores que as usuais.

Entretanto, o consumo de fertilizantes em grande escala teve início apenas a partir do final dos anos 1960. O Gráfico 9 apresenta a evolução da produção, importação e consumo de fertilizantes no país, medido por quantidade agregada de fertilizantes (N, P e K). Em 1961, o consumo somava 227 mil t, enquanto que a produção era menor, de apenas 94 mil t.

Gráfico 9 - Brasil: evolução do consumo de fertilizantes, 1961 a 2010.

Fonte: IFA (2011).

Naquela época, incrementos em produtividade faziam-se necessários para alavancar a exportação agrária brasileira e contrabalancear o saldo em transações correntes. Para tanto, era imperiosa a implantação de programas de incentivo à evolução tecnológica no campo. Assim, a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), em 1965, possibilitou aos produtores a oportunidade de investimento na lavoura, e tinha, dentro outros objetivos, o de “*incentivar a introdução de métodos racionais de produção, visando ao aumento da produtividade*”, como descrito no Diário Oficial da União (1965, p. 11.465). Em 1966 foi criado o Fundo de Estímulo ao Uso do Fertilizante (FUNFERTIL), quando houve, segundo Gonçalves *et al* (2008, p. 15): “*a absorção pelo Governo de parcela do custo do produto (adubo) mediante subsídio de valor correspondente a juros e comissões*”. Na década de 1960, surgiram novas unidades produtivas de fosfatados, mais especificamente de superfosfato simples – Ferticap, Copebrás e IAP -, que vieram a se juntar a algumas misturadoras das décadas de 1940 e 1950 que também vinham trabalhando com o SSP, segundo Lopes *et al* (2004).

A partir de 1969, o Governo passou a adotar o contingenciamento nas importações brasileiras, objetivando proteger a indústria nacional. Os fabricantes nacionais de fertilizante se aproveitaram desse recurso, que entrava em funcionamento toda vez que o preço do insumo nacional era superior ao do insumo importado. Em 1970, o FUNFERTIL foi substituído pelo Fundo Especial de Desenvolvimento Agrícola (FUNDAG), programa mais amplo e que também propiciava o consumo de fertilizantes via subsídios financeiros aos produtores. Ainda neste ano entrou em funcionamento o complexo de produção de fertilizantes nitrogenados da Ultrafertil, também em Cubatão. Em 1971, a Petrobrás inaugurou outra planta de amônia e

uréia, desta vez em Camaçari, na Bahia. A produção de fosfatados também contou com novas plantas, com a inauguração da unidade de mineração de rocha fosfática da Arafertil, em 1973, e novas plantas de ácido sulfúrico e fosfórico da Quimbrasil, em 1970, e da Copebrás, em 1973, conforme Lopes *et al* (2004).

A política econômica no início da década de 1970 colocou a agricultura no centro das atenções. O Governo Médici lançou mão de uma série de incentivos para que o empresário do campo pudesse investir na modernização de sua produção, principalmente via maquinário e insumos. Acerca das políticas desse governo, cabe destacar, segundo Macarini (2005, p. 74):

1) isenção de IPI e de ICM sobre tratores e demais máquinas agrícolas; 2) isenção de ICM sobre os insumos utilizados na produção de adubos e fertilizantes; 3) incentivo fiscal à compra de tratores e máquinas agrícolas, fertilizantes, defensivos, etc. (tratados como investimentos, permitindo abater até 80% do rendimento líquido sujeito ao IR).

A crise mundial de 1973/1974, advinda do choque do petróleo, também reorientou a política econômica para a substituição de importações nos segmentos industriais com maior exposição ao risco cambial e energético, principalmente das matérias-primas básicas e da indústria dos bens de capital. Sendo assim, o Governo lançou, em 1974, o Programa Nacional de Fertilizantes e Calcário Agrícola (PNFCA), que tinha por objetivo desenvolver a indústria de fertilizantes e calcário, englobando o segmento de extração de matéria-prima, que fazia parte do II Plano Nacional de Desenvolvimento. Até 1980 foram investidos US\$ 2,5 bilhões, sendo US\$ 1,5 bilhão financiados com recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), de acordo com Lima (2007). Assim, no ensejo do PNFCA, entraram em funcionamento uma unidade de mineração e produção de fosfatados da Fosfértil em Minas Gerais, em 1976, e duas unidades de mineração em Goiás, da Copebrás em 1975 e da Goiásfértil em 1978, uma unidade de produção de ácido sulfúrico e fosfórico da ICC em Santa Catarina, em 1980, e pelo menos quatro unidades de produção de fosfatados simples entre 1975 e 1979 – da Trevo, Manah e IAP, entre outros - de acordo com Lopes *et al* (2004). Segundo e Saraiva Neto (2007), também entraram em funcionamento três unidades de fertilizantes nitrogenados da Petrobrás: em 1978 a segunda fábrica na Bahia, em 1982 uma unidade no Sergipe e uma no Paraná, em 1983.

Ao final da década de 1970, o país já não conseguia mais manter as políticas de subsídio via crédito rural com juros reais negativos, recorrendo portanto a uma política de preços mínimos na agricultura, conforme Lucena e Souza (2001). De acordo com Gonçalves *et al* (2008), a intensificação do uso do fertilizante naquela década já havia provado aos

produtores rurais a sua relevância em termos de produtividade, motivo pelo qual, mesmo com a escassez de recursos de crédito rural, a demanda pelo adubo manteve uma trajetória linear. Em 1980 a demanda por fertilizantes havia atingido 4,1 milhões de toneladas, mais de 18 vezes o consumo verificado em 1961. Nesse intervalo de tempo, a produção de fertilizantes também aumentou consideravelmente, passando para 2 milhões de toneladas, mas a forte dependência dos produtos importados continuou respondendo por 54% dos fertilizantes ofertados no mercado naquele ano.

A primeira mina/unidade produtora de fertilizantes potássicos do Brasil foi inaugurada pela Petrobrás apenas em 1985, o complexo Taquari-Vassouras, no Sergipe. Ainda, entre 1987 e 1995, a indústria de fertilizantes teve em seu favor o II Plano Nacional de Fertilizantes, com mais US\$ 1 bilhão para conclusão e ampliação de unidades de mineração e fabricação do insumo. Entre os projetos, a ampliação da mina de rocha fosfática da Arafertil e da Fosfertil, ambas em Minas Gerais, e da Serrana, em São Paulo, além da instalação de unidade de superfosfato simples da Fertibrás e da unidade de ácido nítrico da Ultrafertil, estas duas também no estado paulista, todos esses investimentos ocorridos em 1988, de acordo com Dias e Fernandes (2006).

Ao passo que apenas o setor produtivo dispunha de recursos para investimento, o mercado teve que encontrar novas formas de financiamento ao produtor rural, desenvolvidas pelo setor privado principalmente a partir da entrada de grupos multinacionais no agronegócio brasileiro na década de 1990, como *traders* de grãos e líderes globais na fabricação e comercialização de fertilizante. Estes passaram a conceder financiamento com capital próprio ao agricultor, a fazer a troca da colheita futura pelos insumos aplicados no cultivo e a aceitar novos títulos de crédito que deram maior agilidade e segurança ao processo de financiamento – como no caso da Cédula Produtor Rural (CPR), criada em 1994, e da CPR Financeira, criada em 2001. Processos estruturados ainda permitiram ao agricultor financiar a aquisição de sementes, fertilizantes e defensivos como um pacote, configurando vantagens para o agricultor e o fornecedor.

Atualmente, apenas a Petrobrás e a Companhia Vale do Rio Doce (CVRD) possuem unidades para fabricação da matéria-prima amônia e do produto intermediário uréia. A primeira possui as unidades de Fafen-SE, no Sergipe, e Fafen-BA, na Bahia, somando capacidade anual de 844 mil toneladas de uréia, de acordo com Petrobrás (2011). Já a Vale do Rio Doce opera com unidades em Araucária e Cubatão, resultando em potencial anual de 600 mil toneladas. No total, o potencial produtivo de uréia no Brasil é cerca de 1,4 milhão de toneladas ao ano. Taquari-Vassouras, hoje de propriedade da CVRD, continua sendo a única

unidade de produção de potássio no Brasil, com capacidade atual de 762 mil toneladas de cloreto de potássio ao ano. O cenário para a produção de fosfatados é melhor, com vários agentes envolvidos. No campo da matéria-prima, Vale do Rio Doce, Copebrás e Galvani somam um potencial de produção anual de 7,4 milhões de toneladas de rocha fosfática. Estes também são responsáveis pela produção de ácido fosfórico e ácido sulfúrico, somando outros 7,3 milhões de toneladas de produção anual. Já para os produtos fosfatados intermediários - SSP, SST, MAP, DAP, fosfato natural e termofosfato -, são 12 produtores, com capacidade instalada de 10,8 milhões de toneladas.

A capacidade produtiva de matéria-prima e produtos intermediários está relacionada na Tabela 1. Apesar da consolidação do mercado de fertilizantes descrita nos parágrafos anteriores, em nenhum momento se desfez a dependência externa. Embora arrefecida na década de 80, talvez mais em virtude da queda no consumo quando já havia um parque fabril estabelecido, a Tabela 2 mostra que a razão entre importação e consumo só piorou à medida que o agronegócio voltou a ganhar força no Brasil, principalmente a partir dos anos 2000.

Tabela 1 - Brasil: capacidade instalada de produção de matéria-prima e produtos intermediários (1.000 t), 2010.

Produtos	Quantidade de produto	Quantidade de nutrientes		
		N	P2O5	K2O
<i>Matérias-Prima</i>				
Amônia Anidra	1.495	1.227	-	-
Rocha Fosfática	7.432	-	2.615	-
Ácido Fosfórico		-	1.363	-
Ácido Sulfúrico	5.982	-	-	-
<i>Produtos Intermediários</i>				
Sulfato de Amônio	477	99,7	-	-
Uréia	1.686	775	-	-
Nitrato de Amônio	406	138	-	-
Superfosfato Simples	7.961		1.438	-
Superfosfato Triplo	1.197		525	-
Fosfato Monoamônico - MAP	1.455	152	772	-
Fosfato Diamônio – DAP	8	1,4	3,6	-
Fosfato Natural - Aplicação direta	100	-	24	-
Termofosfato	160	-	28,8	
Cloreto de Potássio	762	-	-	441,6

Fonte: Anuário ANDA (2010).

Tabela 2 - Brasil: produção, importação, exportação, consumo de fertilizante (1.000 t) e relação importação/consumo (%), 1961 a 2010.

Ano	Produção	Importação	Exportação	Consumo	Importação/Consumo
1961	94,40	144,30	0,00	227,80	63
1965	97,20	181,50	0,00	290,40	63
1970	191,60	777,10	0,00	999,00	78
1975	757,30	1.235,50	0,00	1.909,80	65
1980	2.007,70	2.214,70	3,90	4.117,70	54
1985	2.034,40	1.223,60	5,70	3.194,20	38
1990	1.896,10	1.436,00	113,70	3.207,80	45
1995	2.287,80	2.309,30	103,40	4.516,30	51
2000	2.621,50	4.963,20	152,90	7.301,80	68
2005	2.898,60	5.943,90	244,40	8.719,90	68
2010	3.082,84	7.647,00	271,00	10.133,56	75

Fonte: IFA (2011).

A incapacidade da indústria nacional em suprir a demanda interna é explicada por alguns fatores estruturais. O setor apresenta barreiras à entrada de novos agentes produtores de matéria-prima, uma vez que o custo inicial de um projeto de mineração ou petroquímico requer grandes investimentos com longo período de maturação. Ademais, segundo SEAE (2011), as rochas potássicas no Brasil são de difícil acesso (região amazônica), e a rocha fosfática é ígnea, considerada de baixa qualidade de lavra. Também há entraves para aqueles que adquirem a matéria-prima para obtenção de produtos intermediários e finais, em sendo essa ofertada por poucos agentes localizados estritamente junto aos recursos naturais, podendo haver escassez de oferta e problemas de logística.

Como a mistura NPK é considerada uma *commodity* que, no geral, prescinde de alta tecnologia, a redução nos custos acaba sendo estratégia ótima para a firma. Empresas verticalizadas, com atuação inclusive na comercialização do produto final, apresentam vantagens competitivas, pois dispõem de matéria-prima a baixo custo e não estão tão sujeitas às oscilações do câmbio quanto àquelas que importam suas necessidades. Além do mercado de matérias-primas ser restrito, o mercado brasileiro de produtos finais é concentrado, sendo dominado por cinco *players*: Bunge, Yara, Mosaic, Fertipar e Heringer, que compõem aproximadamente 73% da oferta desses produtos, conforme SEAE (2011). O percentual restante é repartido por mais de 60 pequenas firmas misturadoras. Acerca desta concentração, Kulaif (2009, p. 24) afirma que:

Cálculos do Índice Herfindahl – Hirshman (HHI), para as quatro principais empresas produtoras de fertilizantes finais no Brasil, apontam valor de 1.862,1, sendo que os organismos de proteção à concorrência dos Estados Unidos da América definem como altamente concentrados

mercados com HHI4 superiores a 1.800. Assim, baseando-se na regra norte-americana, pode-se concluir que o mercado de fertilizantes no Brasil se configura clara e inequivocamente como um oligopólio.

A condição de oligopólio atribuída por Kulaif ao mercado brasileiro condiz com a teoria econômica, em sendo a concorrência oligopolística composta por algumas empresas responsáveis pela maior parte da produção e comercialização do insumo, bem como na existência de barreiras a novos entrantes, como o alto investimento inicial, a ocorrência de ganhos de escala e a insegurança quanto à disponibilidade de matéria-prima e produtos intermediários.

Feita a caracterização do produto, a participação dos principais agentes no mercado internacional e a trajetória do insumo no mercado brasileiro, o próximo capítulo abordará a literatura já publicada sobre a demanda por fertilizantes.

2 REVISÃO DE LITERATURA: UMA SÍNTESE

A presente revisão tem por objetivo estudar os métodos e os resultados já obtidos na estimação da demanda por fertilizantes. A literatura disponível é predominantemente internacional, principalmente americana, o que não invalida a utilização desses estudos para uma aproximação ao caso brasileiro.

Alguns trabalhos estimaram a demanda apenas para o produto fertilizante, como Griliches (1958 e 1959), Heady e Yeh (1959), Brake *et al* (1960), Cibantos (1972), Gunjal *et al* (1980), Burrell (1989), Mergos e Stoforos (1997), Nicolella *et al* (2005) e Profeta e Braga (2009), enquanto outros estimaram equações individuais para N, P e K, como Carman (1973), Pescarin (1974), Carmo (1982), Denbaly e Vroomen (1993) e Quddus *et al* (2008). Já Hsu (1972) e Austin *et al* (2006) focaram apenas no nitrogênio, fertilizante mais consumido nas regiões em questão. Uma variada gama de métodos em séries temporais foi utilizada, desde modelos estáticos tradicionais, passando por modelos dinâmicos com métodos de ajustamento de Nerlove, até técnicas mais modernas de cointegração e modelo de correção de erros, ou mesmo estudos com a combinação de diversos métodos.

A diversidade perpassa para as variáveis explicativas uma vez que, além da aproximação econômica poder ser diferente entre os autores, estes também carregam consigo um componente locacional. As demandas aqui estudadas pertencem, em nível macro ou regional, a Brasil (Cibantos, Pescarin, Carmo, Nicolella *et al* e Profeta e Braga), Estados Unidos (Griliches, Heady e Yeh, Brake *et al*, Carman, Gunjal *et al* e Denbaly e Vroomen), Inglaterra (Burrell), Grécia (Mergos e Stoforos), Nova Zelândia (Austin *et al*), Taiwan (Hsu), Paquistão (Quddus *et al*) ou para o caso da demanda global, como Zhang e Zhang (2007). Apesar das diferentes abordagens, uma variável esteve presente em praticamente todos os estudos, qual seja o preço do fertilizante, em valor absoluto ou relativo a outras variáveis.

A partir desses estudos, elaborou-se a Tabela 3, que contém as elasticidades-preço da demanda, de curto e longo-prazo. Algo parecido já fora feito na literatura por Burrell (1989) e Nicolella *et al* (2002), entretanto os estudos arrolados diferem. Nos estudos em que o método utilizado proporcionou a diferenciação entre a relação de curto e longo-prazo, os resultados foram praticamente unânimes em favor da inelasticidade da demanda em relação ao preço do fertilizante no curto-prazo, enquanto que no longo-prazo claramente não há concordância para as estimações. Esta indefinição para o longo-prazo é compreensível, uma vez que a decisão do consumo de fertilizantes, ou ainda o grau de dependência do produtor para com o insumo, pode ser influenciado por fatores estruturais e locais, dificultando a convergência de

resultados em uma gama tão diversa de regiões estudadas. Os resultados obtidos com métodos não-dinâmicos pendem para a inelasticidade dos coeficientes da variável preço logaritimizada, entretanto também não há consenso. Na sequência, abordar-se-á individualmente cada estudo.

Tabela 3 - Listagem de autores e elasticidades-preço da demanda por fertilizante.

	Autor	Região	Insumo	Período de tempo	Elasticidade-preço da demanda	
					CP	LP
Internacional	Griliches (1958)	EUA	NPK	1911-1956	-0,5	-2
	Griliches (1959)	9 regiões dos EUA	NPK	1931-1956	-0,12 a 0,78	-0,86 a -4,30
	Heady e Yeh (1959)	10 regiões dos EUA	NPK	1910-1956	-	-0,49 e -1,71
	Brake <i>et al</i> (1960)	2 regiões dos EUA	NPK	1930-1958	-0,48 e -0,57	-2,02 e -9,11
	Hsu (1972)	Taiwan	N	1950-1966	-2,02	-2,96
	Carman (1973)	11 estados dos EUA	N, P e K	1955-1976	-	-0,20 a -1,8
	Gunjal <i>et al</i> (1980)	EUA	NPK	1952-1976	-	-0,31 a -0,99
	Burrel (1989)	Inglaterra	N e NPK	1964-1984	-	-0,40 a -0,64
	Denbaly e Vroomen (1993)	EUA	N, P e K	1964-1989	-0,21, -0,25, -0,19	-0,41, -0,37, -0,31
	Mergos e Stoforos (1997)	Grécia	NPK	1961-1993	-0,36	-0,81
	Austin <i>et al</i> (2006)	Nova Zelândia	N	1980-2005	-	-0,96
	Quddus <i>et al</i> (2008)	Paquistão	N, P e K	1970-2001	-0,14, -0,35, -1,85	-0,40, -0,68, -3,26
Nacional	Cibantos (1972)	Estado de São Paulo	NPK	1948-1971	-	-0,24
	Pescarin (1974)	Estado de São Paulo	N, P e K	1948-1972	-	-0,47, -0,31, -0,30
	Carmo (1982)	3 regiões e Brasil	N, P e K	1954-1979	-0,23	-0,7
	Nicolella <i>et al</i> (2005)	Brasil	NPK	1970-2002	-	-0,65
	Profeta e Braga (2009)	Brasil	NPK	1993-2006	-	-2,27

Fonte: elaboração do autor.

Nota: N = nitrogênio, P = fósforo, K = potássio, NPK = fertilizante que contém os 3 nutrientes.

Começando pelos estudos internacionais, Griliches (1958) foi um dos precursores a estudar a demanda por fertilizantes. Em “*The demand for fertilizer: an economic interpretation of a technical change*”, estima, por MQO, um modelo econométrico com a inclusão de um componente dinâmico, o que possibilita a distinção entre o curto e o longo-prazo. O modelo consiste em duas partes: uma função de demanda de longo-prazo e uma equação de ajustamento. Esta possui referência, principalmente, em Nerlove (1958) e seu

trabalho “*Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities*”, entre outros artigos do mesmo. Como, além de Griliches, diversos autores referidos nesta revisão fizeram uso desse método de defasagens distribuídas, é justo analisar o mecanismo mais de perto. Estima-se uma equação de demanda, que retornará um resultado “desejado” ou “ótimo”, e que será o equilíbrio de longo-prazo (1). Entretanto, entre um período e outro, a diferença no nível da demanda não é inteiramente realizada, ou seja, o equilíbrio não é atingido novamente de forma instantânea. A equação de ajustamento de número (2) mostra, de acordo com Griliches (1958, p. 598): “*the percentage change in actual consumption is a power function of the percentage difference between desired and actual consumption*”. Por último, faz-se a substituição de (1) em (2), e isolando a variável de demanda obtém-se (3), que é a equação de demanda a ser estimada:

$$y_t^* = a_0 + a_1x_{1t} + a_2x_{2t} + u_t \quad (1)$$

$$y_t - y_{t-1} = b(y_t^* - y_{t-1}) \quad (2)$$

$$y_t = ba_0 + ba_1x_1 + ba_2x_2 + (1 - b)y_{t-1} + bu_t \quad (3)$$

A base de dados de Griliches compreende valores agregados para os Estados Unidos entre 1911 e 1956. A demanda por fertilizantes é uma função do preço real do fertilizante, do preço do fertilizante relativo ao preço recebido pelos produtos agrícolas - estas variáveis em seus logaritmos - e, também, de um termo de ajustamento ao desequilíbrio “b” (lembrando que o retorno ao equilíbrio não ocorre de forma instantânea). O autor aborda a significativa alteração no padrão do consumo de fertilizantes como uma resposta à evolução tecnológica. Esta pode ter tido origem em novos métodos de aplicação do insumo na lavoura ou lançamento de fertilizantes mais eficientes, mas, principalmente, ocorreu pela inovação na forma de produção do insumo, que possibilitou a queda de seu preço e, conseqüentemente, um aumento significativo da demanda no decorrer dos anos. Os resultados apontaram para uma demanda inelástica por fertilizante em relação à variação unitária no preço real do insumo (-0,5), enquanto que no longo-prazo o resultado foi bem elástico (-2,0). Ainda, o coeficiente de ajustamento esteve em torno de 0,25, indicando que aproximadamente 25% do retorno ao equilíbrio é feito dentro de 1 ano.

Já em “*Distributed lags, disaggregation, and regional demand functions for fertilizer*”, Griliches (1959) se utiliza da hipótese comprovada no estudo anterior, de que a demanda por fertilizantes é em grande parte explicada pelo preço real do insumo, e assim expande o modelo para nove regiões dos Estados Unidos. O autor testa a hipótese de que as

características de cada região assumem papel importante na determinação dos coeficientes da demanda estimada. O autor utilizou base de dados entre 1931 e 1956. As alterações nas variáveis independentes residiram na sua regionalização: preço real do fertilizante (quociente entre o preço pago por fertilizante, ponderado por região, e o índice de preços recebidos pela produção agrícola) e o volume de fertilizantes utilizados por região defasada em 1 ano (quociente entre o volume ponderado de fertilizante por região e um índice de área colhida). Os resultados apontaram para valores da elasticidade-preço da demanda entre -0,12 (New England) e -0,78 (Centro Sudoeste) no curto-prazo, sendo o preço real a variável mais significativa na explicação do comportamento da demanda. No longo-prazo, as elasticidades-preço ficaram entre -0,86 (New England) e -4,30 (Centro Noroeste). Os coeficientes de ajustamento variaram entre 0,27 (região do Médio Atlântico) e 0,48 (Centro Sudeste), ou seja, para esta última região 48% do ajustamento em direção ao equilíbrio seria feito dentro de 1 ano.

O estudo de Heady e Yeh (1959) sobre a demanda nacional e regional por fertilizantes nos Estados Unidos, entre 1910 e 1956, teve o objetivo de estimar a função de demanda bem como calcular a elasticidade da demanda por fertilizantes em relação ao preço do insumo e ao valor recebido pela produção agrícola. O autor estimou, por MQO, diversas formas funcionais, dentre elas Cobb-Douglas, primeira diferença nos logaritmos, linear e quadrática. As variáveis independentes escolhidas foram índice do preço real do fertilizante, índice de preço médio real da produção agrícola no ano anterior, pagamentos ao setor agropecuário no ano anterior (incluindo colheita, ganhos com a pecuária e pagamentos do governo), pagamentos ao setor agrícola no ano anterior (incluindo colheita e pagamentos do governo), total da área plantada, tempo, tempo elevado ao quadrado e, por último, uma variável tendência para a renda dos últimos três anos.

De forma resumida, os resultados mais significantes são resultantes de 2 equações lineares nos logaritmos: na primeira foi retirada a variável “preço médio da produção agrícola no ano anterior” e a “variável pagamentos ao setor agrícola no ano anterior”, que mostraram-se não significantes na presença da variável “pagamentos ao setor agropecuário no ano anterior”. Para essa equação, a elasticidade da demanda em relação ao preço do fertilizante ficou em -0,49, e em relação aos pagamentos ao setor agrícola foi de 0,63. Já a segunda equação levou em consideração as duas variáveis anteriormente omitidas e excluiu “pagamentos ao setor agropecuário no ano anterior”. Nesta, a elasticidade em relação ao preço tornou-se elástica, com valor de -1,71, e permaneceu inelástica para as 2 variáveis de

rendimento, sendo 0,47 e 0,08, respectivamente. Em ambas as estimações, a variável “tendência para a renda dos últimos três anos” não foi significativa.

O autor ainda estimou equações para a demanda nacional individualizada para cada um dos 3 principais nutrientes, bem como a demanda pelo produto fertilizante para 10 regiões dos Estados Unidos. A diferença entre as regiões fez-se presente nos resultados, com a elasticidade-preço variando entre -0,43 e -3,84, para as regiões Nordeste e Planícies do Norte, respectivamente.

Brake *et al* (1960) estudou a demanda por fertilizantes para duas regiões do Estados Unidos, quais sejam Atlântico Sul e Centro Noroeste, com o objetivo de otimizar a previsão de consumo dos produtores rurais. Três modelos foram estimados por MQO: uma equação de demanda linear simples, uma com regressão na primeira diferença, e uma com defasagens distribuídas – como visto em Griliches (1958). A base de dados compreendeu os anos entre 1930 e 1958 e, estatisticamente, a utilização das variáveis em seus valores absolutos foi preferível aos logaritmos. A equação de demanda estimada pelo método de defasagens distribuídas, cujas variáveis explicativas eram “índice do preço real do fertilizante no ano anterior”, e “consumo de fertilizantes no ano anterior”, foi a escolhida para apresentação das elasticidades-preço da demanda. Nessa, os valores encontrados para as elasticidades na região Atlântico Sul foram -0,48 e -2,02, no curto e longo-prazo respectivamente, enquanto que na região Centro Noroeste os valores foram de -0,57 e -9,11, este último de caráter duvidoso, segundo Brake. Apesar de o preço do fertilizante ser um importante fator na determinação da demanda, o autor concluiu que um simples componente de tendência possa ser uma boa base em exercícios de previsão, muito embora desta forma se perca poder de explicação estrutural.

Hsu (1972) estimou a demanda por fertilizantes para Taiwan, afim de descobrir como a demanda pelo insumo é afetada por uma variação nos preços relativos. Havia uma particularidade para Taiwan: desde 1948 o Governo vinha distribuindo fertilizantes em troca de arroz, havendo uma relação de troca definida pelo Estado. Tem-se, então, uma grave restrição à maximização do lucro pelos agentes de mercado, impossibilitando a obtenção da equação da demanda por fertilizantes via derivada da função lucro. Assim, estimou-se a demanda diretamente alimentada por séries temporais. Segundo o autor, o nitrogênio é o nutriente mais utilizado na produção de arroz em Taiwan, e por isso esta revisão se aterá aos resultados desse fertilizante.

Foram utilizados dados entre 1950 e 1966 para a estimacão, que teve as seguintes variáveis explicativas em seus logaritmos: preço do fertilizante nitrogenado em relação ao preço do arroz, produção de arroz no ano anterior, e uma variável tempo. A elasticidade-preço

foi de -0,55, e a elasticidade em relação à produção de arroz no ano anterior foi de 1,49. Os resultados do modelo de ajustamento foram muito melhores do ponto de vista estatístico. Nesse, além da já referida variável preço, que apresentou coeficiente de -2,02 no curto-prazo e de -2,96 no longo-prazo, portanto elástico em ambos, foi incluído o consumo de nitrogênio no ano anterior, que mostrou-se inelástico.

Carman (1973) estudou a demanda por nitrogênio, fósforo e potássio para 11 estados do Oeste norte-americano, entre os anos de 1955 e 1976. A demanda por fatores de produção foi derivada da função de produção do produto final, no caso a produção agrícola. A análise de séries temporais incluiu as seguintes variáveis independentes logaritimizadas: índice de preços do nutriente dividido pelo índice de preços do produto fertilizante, rendimento médio bruto por acre dividido pelo índice de preço do fertilizante defasado em 1 ano, índice de preço da terra deflacionado pelo índice de preço do produto fertilizante, e índice de produtividade agrícola.

Os resultados mostram que a demanda por fertilizante está fortemente associada a aumentos significativos na produtividade agrícola, seja através da introdução de novas variedades de culturas, novas práticas agrícolas e tecnologias, irrigação e a própria evolução no produto fertilizante. Na estimação dos 11 estados, o valor do coeficiente da produtividade agrícola variou entre 1,3 e 5,9 para o caso do fertilizante nitrogenado, enquanto que o coeficiente da variável preço do fertilizante foi por diversas vezes inelástica, com valores entre -0,20 e -1,8. Para os fertilizantes fosfatados e potássicos, as variações foram parecidas, enfatizando a importância da regionalização da análise.

Para Gunjal *et al* (1980), em sendo as decisões do consumo de fertilizante baseadas na cultura que o agricultor produz, bem como nos preços relativos do fertilizante em relação à cultura em questão, o autor estimou a demanda americana por fertilizantes de forma individual para as culturas de pastagem (milho, sorgo, cevada, etc.), trigo, soja, algodão e tabaco, para o período entre 1952 e 1976. As variáveis explicativas em nível foram o índice de preço do fertilizante, o estoque de capital físico por cultura, o quociente entre o índice do preço do fertilizante e o preço da cultura, e uma variável tempo representando a tendência, enquanto que as variáveis defasadas em 1 ano, todas segmentadas por cultura, foram o quociente entre os gastos totais com fertilizantes e a área colhida, o quociente entre a receita agropecuária e a área colhida, e a variável de preço da cultura. A demanda pelo fator de produção fertilizante foi derivada da função de demanda pelo produto final, no caso a produção agrícola. Todas as equações foram estimadas por MQO, e após por mínimos quadrados autoregressivos, entretanto o coeficiente autoregressivo mostrou-se não

significativo para todas as equações. A elasticidade-preço da demanda menor que 1 foi ponto em comum para cinco culturas, sendo -0,9, -0,99, -0,62, -0,31 e -0,83 para culturas de pastagem, trigo, soja, algodão e tabaco, respectivamente.

Burrell (1989) estudou quais seriam os efeitos de uma taxaço sobre a venda de fertilizantes inorgânicos na demanda pelo próprio insumo. Num primeiro momento, estimou-se um modelo de equações simples para o caso específico do nitrogênio, basicamente com as seguintes variáveis explicativas em seus logaritmos: preço real do fertilizante nitrogenado, valor real esperado para a produção agrícola, de leite e pecuária, e uma variável tendência representando a evolução técnica. O modelo foi baseado em uma função de demanda marshalliana, derivada de uma função lucro. Os resultados apontam para uma significativa parcela da tendência na determinação da demanda por fertilizantes no longo prazo, mas também para alterações no preço do nitrogênio, de coeficiente inelástico, com valores entre 0,40 e -0,64, e da produção agrícola.

Denbaly e Vroomen (1993) estudou a demanda por fertilizantes para a cultura do milho, utilizando conceitos dinâmicos de cointegração e vetor de correção de erros. O autor aponta para uma questão muito importante até então não resolvida adequadamente na literatura, que é a natureza dinâmica da demanda por fertilizantes. Assim, o autor estuda a relação do equilíbrio de longo-prazo entre as séries fazendo uso do teste de cointegração de Johansen, e após relacionando a tendência com uma equação de ajustamento de curto-prazo. Com base de dados entre 1964 e 1989 para os Estados Unidos, as variáveis explicativas foram: preço do fertilizante, índice para o arrendamento da terra e índice de salário para os agricultores assalariados. Todas as equações de demanda apresentaram natureza dinâmica. No curto prazo, as elasticidades-preço da demanda foram -0,21, -0,25 e -0,19 para N, P e K, respectivamente, enquanto que no longo-prazo os valores foram de -0,41, -0,37 e -0,31. Ou seja, as evidências apontam para a inelasticidade da demanda em relação ao preço do fertilizante, tanto no curto quanto no longo-prazo.

Mergos e Stoforos (1997) estudaram a elasticidade-preço da demanda por fertilizantes no curto e no longo-prazo para a Grécia, utilizando análise de cointegração e mecanismo de correção de erros, com base de dados entre 1961 e 1993. O autor criticou os modelos que se baseavam na estimação da demanda derivada da relação entre oferta e demanda, vindo acompanhada de uma série de restrições quando trazida para a análise empírica. Assim, assumindo hipótese de normalidade e fatores de produção como dados, com exceção do fator fertilizante, o autor derivou uma função lucro, seguindo a teoria da dualidade, obtendo assim a equação de demanda por fertilizantes. As variáveis escolhidas foram: índice de preço do

fertilizante, preço do fator trabalho, preço recebido pelas culturas, e preço dos produtos de origem animal. Algumas variáveis estruturais foram testadas, como um índice de expansão para irrigação (como uma *proxy* para tecnologia), um índice para o comportamento climático (envolvendo precipitação e temperatura mensal), e uma variável *dummy* para os anos de 1980 e 1993 (preparação da entrada da Grécia na União Européia e liberalização do mercado, respectivamente). Todas as variáveis apresentaram significância, com exceção do preço dos produtos de origem animal.

O resultado da análise de cointegração comprovou haver relação de longo-prazo entre as variáveis explicativas e a demanda por fertilizante. A demanda por fertilizantes mostrou-se elástica no longo-prazo apenas em relação ao preço das culturas. Para as demais variáveis, a demanda foi inelástica tanto no curto quanto no longo-prazo. Com relação à variável preço do fertilizante, o coeficiente foi de -0,36 para o curto e -0,81 para o longo-prazo. O retorno à situação de equilíbrio mostrou ser rápido, sendo aproximadamente 50% do ajustamento realizado dentro de período de 1 ano.

Austin *et al* (2006) estimou a demanda por fertilizantes nitrogenados para a Nova Zelândia, considerando o componente dinâmico na modelagem. Assim, com base de dados entre 1980 e 2005, o autor modelou uma equação derivando uma função lucro na qual o fertilizante é um dos fatores de produção. O autor utilizou análise de cointegração, conduzindo o procedimento de Johansen para estimação em nível. Para a estimação de longo-prazo, foram utilizadas as variáveis explicativas preço da uréia, valor da produção pecuária (laticínios, ovinos e bovinos), índice de preço de laticínios e um índice da produtividade dos fatores de produção agrícola. Destas, a única variável inelástica foi o preço da uréia, com coeficiente de -0,96. Já a variável para o preço de laticínios não apresentou significância estatística. Para o modelo dinâmico, aplicou-se a primeira diferença nas variáveis, garantindo estacionariedade. Com o modelo de correção de erros, apenas o termo de correção foi significativo, indicando que 68% do desequilíbrio advindo do ano anterior é corrigido no ano corrente, e alterações no preço, produtividade da terra ou área utilizada são ajustadas em 97% dentro de 3 anos. Entretanto, para as demais variáveis, não foi comprovada a relação de curto e longo-prazo para com a demanda por fertilizantes nitrogenados.

Para Zhang e Zhang (2007), a demanda global por fertilizantes é determinada essencialmente pela expansão da população. Segundo o autor, testes para as variáveis explicativas área colhida e tempo em anos (como tendência) tiveram resultados estatísticos fracos. Assim, um modelo univariado apenas com a população humana como variável preditora foi utilizado, uma vez que, segundo o autor, as atividades econômicas que afetam o

consumo de fertilizantes são, em última instância, dependentes da população mundial. Assim, estimou-se o modelo para 10 regiões do globo, com previsões para 2010, 2015, 2020, 2025 e 2030. Em média, o consumo anual de fertilizantes per capita, que na verdade é o coeficiente multiplicativo da variável população, foi de 24,4kg, 6,6kg e 3,7kg para fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos, respectivamente. Para o caso específico da América do Sul, os valores encontrados foram de 15,02kg, 13,87kg e 14,68kg.

A demanda por nitrogênio, fósforo e potássio no Paquistão foi objeto de estudo de Quddus *et al* (2008), que utilizou dados entre 1970 e 2001. Utilizou-se uma função de produção Cobb-Douglas, obtendo-se a demanda por fertilizantes via derivada da função lucro. A demanda por fertilizantes estimada por MQO em duplo-log teve como determinantes: quociente entre o índice de preços do fertilizante e o índice de preços das 5 principais culturas, receita agrícola no ano anterior, área colhida com culturas de alta produtividade, disponibilidade de água no cultivo, área com produção das 5 principais culturas, e uma variável tendência. O autor também testou um modelo dinâmico, utilizando o modelo de ajustamento de Nerlove. Todas as variáveis foram significantes. Para o modelo estático, as elasticidades-preço foram de -0,42, -0,66 e -2,68 para nitrogênio, fósforo e potássio. Já para o modelo dinâmico, o nutriente nitrogênio teve coeficiente de -0,14 no curto e -0,40 no longo-prazo, com coeficiente de ajustamento de 0,35. Para o fósforo, os coeficientes também permaneceram inelásticos, sendo de -0,35 e -0,68, com ajustamento de 0,51. O potássio permaneceu com elasticidade-preço maior que a unidade, sendo -1,85 para o curto-prazo e -3,26 para o longo-prazo, e coeficiente de ajustamento de -0,51.

Feita a revisão dos estudos internacionais, a seguir estão os estudos acerca da demanda nacional, também em ordem cronológica.

Cibantos (1972) testou a hipótese de que o aumento substancial no uso de fertilizantes no Brasil, no período entre 1948 e 1971, deu-se em virtude da queda do preço do insumo em relação aos preços recebidos pelas culturas, aplicando o estudo para o caso de São Paulo. Para tanto, o autor adotou dois modelos lineares nos logaritmos: tradicional de demanda e o modelo de ajustamento de Nerlove. A equação de demanda considerou como variáveis explicativas o índice de preço deflacionado dos fertilizante, o índice da área colhida, o índice do rendimento das culturas no ano anterior, o índice de preços das culturas no ano anterior, e uma variável tempo. Tanto o índice da área colhida quanto o índice de rendimento foram calculados levando em conta as 17 principais culturas do Estado de São Paulo.

Os melhores resultados estatísticos foram obtidos com o modelo de defasagens distribuídas, sendo que a equação melhor ajustada teve como regressores o índice de preço

deflacionado do fertilizante e a própria variável dependente retardada em 1 ano. A elasticidade preço de curto-prazo ficou em -0,24, e a de longo-prazo em -2,48. O coeficiente de ajustamento foi de 0,10, o que representa que 10% da diferença entre a demanda por fertilizantes real e a de equilíbrio é completada em 1 ano. Com exceção do preço do insumo, nenhuma das outras variáveis testadas mostrou-se significativa.

Pescarin (1974), estudou a demanda por fertilizantes de forma individual para cada um dos fertilizantes N, P e K, para o Estado de São Paulo entre 1948 e 1972. O autor adotou dois modelos para análise da demanda via mínimos quadrados: um tradicional e outro de defasagens distribuídas, similar ao realizado por Cibantos. Os determinantes testados, em seus logaritmos, foram: consumo de fertilizantes no ano anterior, índice de preço do fertilizante ponderado por nutriente, área colhida para as 16 principais culturas do Estado de São Paulo, rendimento físico médio também para as 16 principais culturas, preços recebidos pelos produtos agrícolas, preços pagos pelos demais insumos agrícolas, *dummy* para a disponibilidade de crédito rural (assumindo valor “1” para o período entre 1966 e 1972, e valor “0” para os demais anos) e uma variável tendência.

Para o nitrogênio, as variáveis significativas foram: consumo de fertilizante no ano anterior, preço do fertilizante nitrogenado, crédito, tendência, área colhida e preço de outros insumos agrícolas. O modelo tradicional apresentou elasticidade-preço da demanda de -0,67 no curto-prazo. Já o modelo de defasagens distribuídas apresentou coeficiente de -0,47 e -1,11 para o curto e longo-prazo, respectivamente, e coeficiente de ajustamento de 0,43.

Para o fósforo, a demanda foi influenciada diretamente pela área colhida, crédito, consumo de fertilizantes no ano anterior, e inversamente pelo seu preço real. A elasticidade preço de curto-prazo foi de -0,42 para o modelo tradicional, e de -0,31 para o modelo nerloviano. Já para o longo-prazo a elasticidade ficou em -0,76, com coeficiente de ajustamento de 0,41 (41% das diferenças entre consumo real e demanda de equilíbrio são eliminadas em 1 ano).

Por último, o potássio teve sua demanda afetada pelo consumo de potássio no ano anterior, pela área colhida e pela variável crédito. De 1966 a 1972 essa também foi afetada pelo preço do fertilizante, cujo coeficiente ficou em -0,30 para o curto e em -0,59 para o longo-prazo, sendo assim ambos inelásticos. O coeficiente de ajustamento ficou em 0,51. Novamente, o modelo de defasagens distribuídas apresentou melhores resultados estatísticos. O autor finaliza ressaltando a relevância da variável *dummy* para a disponibilidade de crédito, que foi significativa e provocou uma mudança estrutural na demanda dos 3 nutrientes a partir

de 1966. Este foi o ano de criação do FUNFERTIL, sistema de crédito especialmente criado para o fomento do uso de fertilizantes.

O trabalho de Carmo (1982) acerca de demanda por fertilizantes a nível agregado e por nutrientes foi bem amplo, abrangendo o Brasil e suas regiões entre 1954 e 1979. Para tal, o autor aplicou MQO em um modelo tradicional, em nível, e em um modelo com defasagens distribuídas com equação de ajustamento. As variáveis explicativas foram o preço real do fertilizante, índice de preços recebidos pelos agricultores, valor real da produção agrícola e área colhida, sendo que estas três últimas variáveis levaram em conta apenas as 13 culturas que mais demandaram o insumo naquele período - algodão, arroz, batata, cacau, café, cana-de-açúcar, laranja, milho, soja, tomate, trigo, feijão e fumo. Também foram incluídas as variáveis oferta de crédito rural, consumo de fertilizantes no ano anterior, *dummy* para política de crédito rural com valor 1 entre 1967 e 1979, tendência, entre outras que acabaram por participar de poucos modelos e portanto foram consideradas de menor importância.

Dentre os diversos resultados, uma vez que foram estimadas as demandas para N, P e K, e NPK de forma agregada, para as regiões Norte/Nordeste, Centro, Sul e Brasil, destacam-se as elasticidades-preço para NPK agregado de acordo com o modelo tradicional: Norte/Nordeste (-0,57), Centro (-0,35), Sul (-0,70) e Brasil (-0,70). Já para o modelo com defasagens distribuídas, diversas variáveis não apresentaram significância estatística. À variável preço foi incorporado o subsídio no preço do fertilizante via crédito rural e, assim, tem-se as seguintes elasticidades-preço de curto-prazo o NPK na aplicação do modelo dinâmico: Norte/Nordeste (-0,42), Centro (-0,24), Sul (-0,51) e Brasil (-0,23). Já os coeficientes de ajustamento para as três regiões brasileiras foram: Norte/Nordeste (entre 0,37 e 0,38), Centro (entre 0,60 e 0,66) e Sul (entre 0,21 e 0,25).

Nicolella *et al* (2005) estimou a demanda por fertilizantes para o Brasil entre 1970 e 2002, buscando os determinantes tanto de curto quanto de longo-prazo. Como variáveis explicativas, adotou primeiramente o preço do fertilizante, a utilização de crédito rural para custeio, a área colhida para as 38 principais culturas do país e o IPR (Índice de preços pagos ao produtor rural), todas tomadas em seus logaritmos, afim de obter as elasticidades marshallianas. Foi excluída a variável área colhida, identificada como causadora de multicolinearidade, e incluída uma *dummy* para captar a mudança no padrão de consumo a partir da década de 1990. A regressão por MQO apontou para inelasticidade da demanda por fertilizantes frente a preços (-0,65) e ao crédito rural (0,25) no longo prazo. O procedimento de Johansen para análise de cointegração não evidenciou relação de curto-prazo entre a demanda e suas preditoras.

Profeta e Braga (2009) estimaram a demanda por fertilizantes com o objetivo de conhecer o comportamento do mercado brasileiro, aplicando a metodologia da Nova Organização Industrial Empírica. Conforme os resultados, os preços altos dos fertilizantes não são fruto do exercício do poder de mercado das firmas em oligopólio, e sim de uma série de fatores conjunturais que afetam o mercado mundial. O autor aplicou o MQ2E na função da demanda por fertilizantes que tinha as seguintes variáveis independentes: logaritmo do preço do fertilizante, logaritmo das operações contratadas de crédito rural, logaritmo das exportações agrícolas, preços das exportações agrícolas e duas variáveis *dummy*, uma para captar os efeitos da mudança cambial em 1999 e outra para amenizar os efeitos sazonais. Todos os coeficientes foram significativos a 10% e compatíveis com a teoria econômica, exceto a variável crédito, que teve sinal negativo. O coeficiente da variável preço logaritimizada apresentou valor de -2,279, portanto elástico.

O capítulo seguinte abordará a metodologia a ser utilizada, incluindo as possíveis preditoras da demanda e a respectiva base de dados, e a explanação do ferramental econométrico a ser utilizado.

3 METODOLOGIA

3.1 Variáveis escolhidas e base de dados

Nesta seção, discutir-se-ão os determinantes da demanda por fertilizantes escolhidos neste estudo, com base na revisão de literatura, nas relações econômicas e na base de dados disponível para o período entre 1970 e 2010. As variáveis explicativas, *a priori*, são: preço do fertilizante, área colhida, crédito rural e o índice de preços pagos ao produtor rural (IPR). A Tabela 4, a seguir, resume as séries históricas dessas variáveis, compreendendo o período de 41 anos a partir de 1970. Após, cada variável será descrita e, ao final, será abordada a regionalização das mesmas.

Tabela 4. Brasil: séries históricas: consumo de fertilizantes, área colhida, crédito rural, preço do fertilizante e IPR, 1970 – 2010.

Ano	Consumo de fertilizante (t)	Área colhida (ha)	Crédito rural para custeio agrícola (R\$)	Preço do fertilizante (R\$)	IPR
1970	999.076	26.647.749	14.678.261.967	1.080,55	253,08
1971	1.165.036	28.329.497	16.604.208.039	1.102,35	262,80
1972	1.746.525	28.890.384	19.224.615.712	1.181,14	281,32
1973	1.679.147	29.550.183	24.564.804.360	1.325,83	383,33
1974	1.824.636	43.615.275	30.715.817.729	3.095,58	390,05
1975	1.977.692	45.802.629	37.294.772.919	2.902,09	413,30
1976	2.528.141	48.394.848	40.549.479.626	2.093,47	487,80
1977	3.208.896	39.800.029	40.480.644.482	1.809,85	491,21
1978	3.222.326	39.534.788	40.759.338.853	1.711,98	472,48
1979	3.567.039	40.869.584	54.443.970.716	1.854,12	482,12
1980	4.117.700	42.283.672	63.602.689.200	2.509,97	497,03
1981	2.747.400	41.545.299	60.264.802.315	2.389,63	441,19
1982	2.726.500	43.847.588	62.176.429.247	2.018,15	390,99
1983	2.284.400	38.786.898	49.681.360.755	2.038,17	469,58
1984	3.443.200	43.398.878	37.895.385.985	2.117,13	485,43
1985	3.068.766	45.129.629	51.083.263.348	2.141,97	495,56
1986	3.673.133	46.924.943	56.290.266.918	1.658,62	550,72
1987	3.686.927	47.635.357	59.070.833.141	1.639,92	389,75
1988	3.728.588	49.602.794	45.281.751.714	1.841,03	405,62
1989	3.383.147	49.340.926	50.090.626.165	1.651,16	318,01
1990	3.148.290	44.657.003	26.165.405.386	1.735,31	347,70
1991	3.204.888	44.729.183	29.579.266.452	1.513,83	371,46
1992	3.584.367	44.968.120	25.507.085.797	1.665,46	381,65

1993	4.150.259	41.237.735	19.866.619.447	1.452,38	404,04
1994	4.732.285	45.980.724	29.274.034.416	1.229,65	436,70
1995	4.308.799	45.426.612	11.741.954.975	979,24	392,65
1996	4.846.438	40.990.226	11.589.544.324	1.074,21	419,32
1997	5.491.277	42.548.944	15.450.296.240	1.059,38	433,45
1998	5.845.250	41.687.640	16.358.339.742	931,89	458,42
1999	5.438.878	43.810.571	16.325.947.567	1.141,52	433,42
2000	6.567.979	44.457.365	16.704.695.032	1.116,04	396,52
2001	6.838.076	44.660.014	17.700.855.467	1.197,29	457,56
2002	7.681.195	47.635.700	20.852.216.360	1.257,08	532,40
2003	9.449.172	51.754.759	26.439.433.257	1.285,34	491,53
2004	9.612.443	55.597.903	30.735.491.027	1.412,20	453,51
2005	8.526.135	55.912.805	28.202.241.192	1.332,79	423,03
2006	8.906.056	54.799.865	26.642.469.282	1.161,59	392,70
2007	10.584.874	55.344.132	23.254.176.080	1.238,19	420,83
2008	9.386.790	57.961.575	34.586.868.051	1.797,18	477,87
2009	9.060.478	58.133.971	36.673.322.904	1.520,83	491,98
2010	10.133.557	58.152.978	34.433.443.670	1.164,19	456,39

Fonte: Anuários ANDA, IPEADATA (2011), BACEN (2011), IEA/SAA-ESP (2011), Nicolella *et al* (2005) e FGV Dados (2011).

Nota: Preço do fertilizante e Crédito Rural em reais (R\$), valores deflacionados pelo IGP-DI FGV para valores de dez/2010.

3.1.1 Consumo de fertilizante

A série do consumo de fertilizante em toneladas corresponde à quantidade de nutrientes NPK adquiridas pelo consumidor final, e não ao peso total do produto final. Este tem em sua composição, além dos nutrientes, outras matérias, como hidrogênio e carbono, e que não são o objeto de compra do produtor rural. Os dados foram obtidos nos anuários da Associação Nacional para Difusão do Adubo (ANDA).

3.1.2 Preço do fertilizante

A variável preço do fertilizante, a mais utilizada na literatura como determinante da demanda pelo próprio insumo, é aquela de mais lógica aplicação à teoria econômica. É esperado que aumentos no preço do produto provoquem, *ceteris paribus*, queda na quantidade demandada em menor ou maior proporção, e vice-versa em havendo maior renda disponível para consumo através da queda no preço do fertilizante.

A série de preços foi elaborada a partir dos preços da uréia¹ (nitrogenado), do superfosfato simples (fosfatado) e do cloreto de potássio (potássico) praticados na cidade de São Paulo, extraídos do banco de dados do Instituto de Economia Agrícola IEA/SAA-ESP. Assim, obteve-se as séries de preços correntes mensais para cada um dos 3 nutrientes, que foram deflacionadas pelo IGP-DI FGV para dezembro de 2010, e após convertidos para média anual simples. Para compor um preço único para o fertilizante, utilizou-se como fator de ponderação a fórmula média do produto NPK, para cada ano, divulgado pela ANDA.

3.1.3 Área colhida

Pode-se pensar em duas consequências para a relação entre a área colhida e o consumo de fertilizantes. A primeira relação aponta para que, em sendo o produtor rural utilizador do insumo, um aumento na área colhida implica em uma maior área de aplicação e, portanto, numa maior quantidade de fertilizante demandada. A segunda relação advém da idéia de que a área colhida poderia substituir o uso do insumo. Ou seja, o agricultor pode produzir a mesma quantidade de grãos, por exemplo, através do aumento na área colhida e da redução da quantidade de adubo consumida ou, de forma análoga, pode reduzir a área colhida e ser mais intensivo no uso de fertilizantes para permanecer com o mesmo *quantum* de produto agrícola. Parece mais factível a busca do produtor por aumentos recorrentes em produtividade e nível de produto, e portanto adota-se neste estudo o princípio de que a área colhida possui relação direta e positiva em relação à intensidade do uso de fertilizantes na lavoura.

A variável área colhida foi composta pela soma da área em hectares por Estado para as 13 culturas que mais consumiram fertilizantes no Brasil em 2010 segundo o anuário da Associação Nacional para Difusão do Adubo (ANDA, 2011), quais sejam: soja, milho, cana-de-açúcar, café, algodão herbáceo, arroz, trigo, feijão, batata, fumo, laranja, banana e tomate². Os dados de área por cultura foram obtidos no IPEADATA.

3.1.4 Crédito rural

A disponibilidade de recursos de crédito rural para custeio agrícola é de grande importância para o agricultor, uma vez que parte ou mesmo a totalidade dos investimentos

¹ Como não há preços coletados para a uréia entre 1970 e 1974, neste intervalo utilizou-se o produto nitrocálcio, também considerado um nitrogenado, com fonte também no Instituto de Economia Agrícola IEA/SAA-ESP.

² Não foram consideradas as culturas reflorestamento e sorgo por falta de informações no período de abrangência da base de dados.

com insumos, entre eles o fertilizante, será honrado com a futura venda da colheita ora custeada. Os recursos de crédito rural são subsidiados pelo Governo Federal, e chegam ao produtor rural com taxas de juros bem abaixo das usualmente praticadas pelo mercado. Assim, espera-se que a relação entre essa variável e a demanda por fertilizantes seja positiva.

A série histórica do fluxo de crédito rural para custeio agrícola é representada pelo valor das operações contratadas para custeio das despesas agrícolas do ciclo produtivo, e não da simples liberação de recursos, uma vez que esta pode ser parcelada inclusive para o ano seguinte. Os dados entre 1970 e 2006 foram obtidos em IPEADATA (2011), com fonte em Banco Central do Brasil, sendo que os valores em reais (R\$) do ano 2000 foram deflacionados para dezembro de 2010 pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Os dados entre 2007 e 2010 foram obtidos diretamente do Banco Central, com valores correntes em R\$, também deflacionados para dezembro de 2010 pelo mesmo índice de inflação.

3.1.5 IPR

O Índice de Preços Pagos ao Produtor Rural (IPR), calculado mensalmente pela FGV, mede os preços praticados pelos agricultores na venda de 38 produtos a granel “na porteira”, ou seja, é um índice que captura a renda do produtor rural no início da cadeia de criação de valor. Assim, espera-se uma relação diretamente proporcional para com o consumo de fertilizantes, uma vez que maiores ganhos ao produtor proporcionam maior poder de compra e, conseqüentemente, maior disponibilidade para investimentos em insumos.

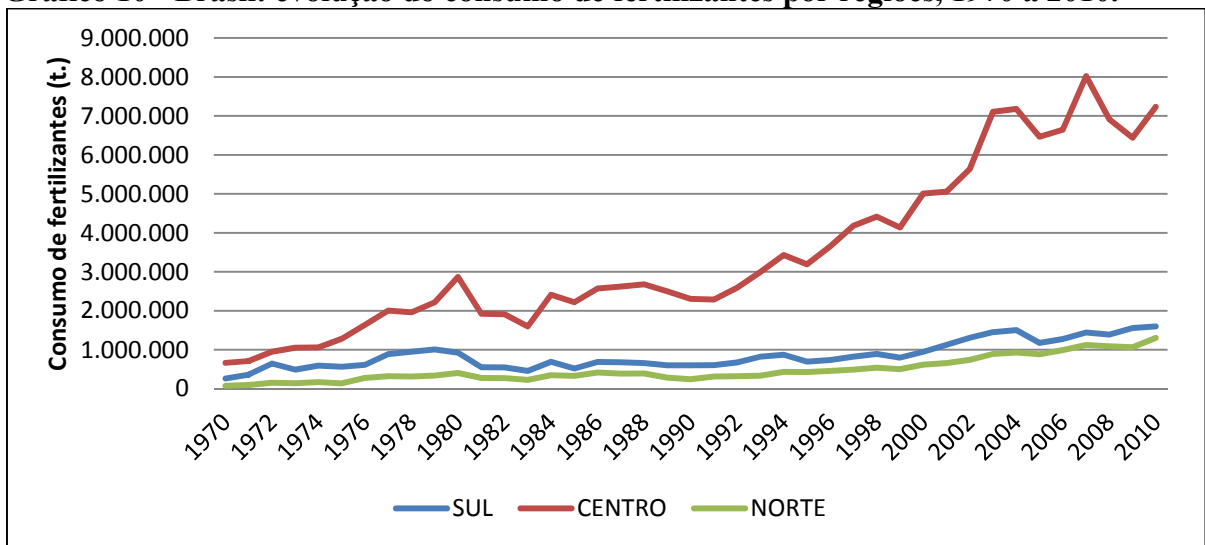
Os dados entre 1970 e 2002 foram extraídos de Nicolella (2005), com fonte em FGV, e os valores em reais (R\$) de 2003 convertidos em reais de dezembro de 2010 pelo IGP-DI FGV. Dados entre 2006 e 2010 extraídos diretamente em arquivo do FGV Dados, também deflacionado para dezembro de 2010 pelo IGP-DI FGV.

3.1.6 Variáveis regionalizadas

Ainda, em sendo o Brasil um país com dimensões continentais, com grande diversidade de climas e solos, bem como de desenvolvimento econômico e capacidade de investimento díspares de norte a sul, é justa a aplicação do estudo da demanda por fertilizantes também de forma regionalizada. Assim, a demanda por fertilizantes e a área colhida foram regionalizadas, agregando as unidades da federação da seguinte forma: região Sul (Rio Grande do Sul e Santa Catarina), região Centro (Espírito Santo, Goiás, Distrito

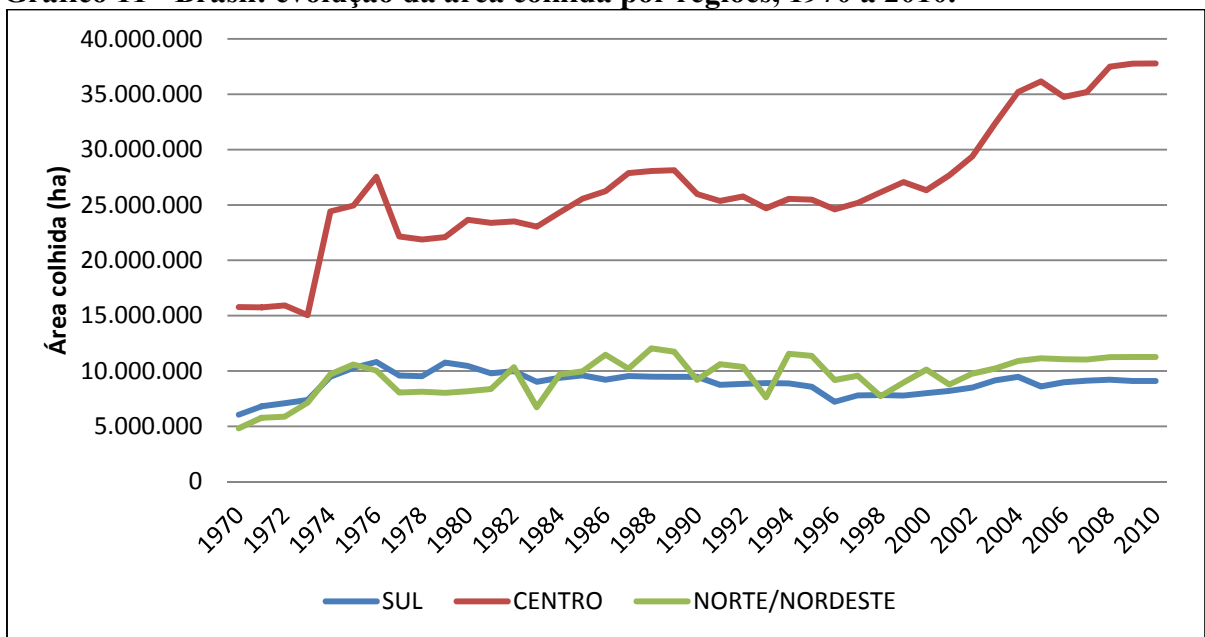
Federal, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro e São Paulo) e região Norte/Nordeste (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rondônia, Sergipe, Amazonas, Acre, Rondônia, Roraima, Amapá, Pará e Tocantins). Este critério fez-se necessário frente àquele adotado pela ANDA na publicação de seu anuário estatístico, do qual diversas informações de produção e consumo de fertilizantes foram retiradas. A associação utilizou tal critério até 2009. Uma breve análise dos Gráfico 10 e 11, além da Tabela 5, permite identificar as diferenças entre as três regiões.

Gráfico 10 - Brasil: evolução do consumo de fertilizantes por regiões, 1970 a 2010.



Fonte: Anuários ANDA.

Gráfico 11 - Brasil: evolução da área colhida por regiões, 1970 a 2010.



Fonte: IPEADATA (2011).

Tabela 5 - Brasil: séries históricas regionalizadas do consumo de fertilizantes, área colhida e produção agrícola, 1970 a 2010.

Ano	Região Sul		Região Centro		Região Norte/Nordeste	
	Consumo de fertilizantes (t)	Área colhida (ha)	Consumo de fertilizantes (t)	Área colhida (ha)	Consumo de fertilizantes (t)	Área colhida (ha)
1970	262.901	6.057.107	662.613	15.773.381	73.562	4.817.261
1971	360.865	6.808.980	709.131	15.743.401	95.040	5.777.116
1972	646.869	7.093.873	948.148	15.920.374	151.508	5.876.137
1973	487.422	7.372.499	1.050.242	15.041.532	141.483	7.136.152
1974	593.390	9.481.374	1.061.529	24.423.448	169.717	9.710.453
1975	562.171	10.283.278	1.280.182	24.939.695	135.339	10.579.656
1976	611.959	10.819.492	1.639.808	27.541.157	276.374	10.034.199
1977	885.946	9.587.610	2.003.259	22.155.437	319.691	8.056.982
1978	948.817	9.533.927	1.959.203	21.871.390	314.306	8.129.471
1979	1.008.355	10.754.640	2.219.362	22.091.353	339.322	8.023.591
1980	926.629	10.455.854	2.868.847	23.656.360	405.143	8.171.458
1981	549.480	9.791.449	1.923.180	23.375.877	274.740	8.377.973
1982	545.300	9.992.844	1.908.550	23.513.359	272.650	10.341.385
1983	456.880	9.029.162	1.599.080	23.039.379	228.440	6.718.357
1984	688.640	9.391.680	2.410.240	24.324.572	344.320	9.682.626
1985	519.783	9.607.354	2.219.140	25.561.424	329.843	9.960.851
1986	688.219	9.214.124	2.570.423	26.246.368	414.491	11.464.451
1987	677.468	9.547.703	2.621.706	27.877.928	387.753	10.209.726
1988	658.034	9.488.646	2.680.153	28.071.497	390.401	12.042.651
1989	601.140	9.470.218	2.498.046	28.133.136	283.961	11.737.572
1990	600.076	9.478.837	2.303.414	25.984.370	244.800	9.193.796
1991	602.509	8.750.196	2.288.207	25.361.218	314.172	10.617.769
1992	672.971	8.833.841	2.592.170	25.768.703	319.226	10.365.576
1993	822.761	8.910.279	2.994.790	24.699.034	332.708	7.628.422
1994	872.641	8.876.678	3.428.800	25.554.230	430.844	11.549.816
1995	693.341	8.578.712	3.189.529	25.484.500	425.929	11.363.400
1996	736.600	7.218.491	3.651.509	24.591.937	458.329	9.179.798
1997	823.010	7.797.717	4.179.185	25.181.523	489.082	9.569.704
1998	890.843	7.827.119	4.416.983	26.136.941	537.424	7.723.580
1999	798.901	7.783.207	4.137.252	27.074.699	502.725	8.952.665
2000	946.997	8.002.786	5.004.942	26.326.896	616.040	10.127.683
2001	1.124.632	8.203.385	5.053.848	27.680.898	659.596	8.775.731
2002	1.305.831	8.497.021	5.636.218	29.374.888	739.146	9.763.791
2003	1.452.029	9.156.993	7.104.953	32.366.969	892.190	10.230.797
2004	1.504.348	9.478.483	7.177.768	35.211.473	930.327	10.907.947
2005	1.175.853	8.612.185	6.465.866	36.154.979	884.416	11.145.641
2006	1.273.704	8.981.257	6.643.682	34.758.483	988.670	11.060.125
2007	1.441.678	9.119.216	8.022.299	35.192.897	1.120.897	11.032.019
2008	1.387.331	9.212.817	6.912.247	37.492.588	1.087.212	11.256.170
2009	1.556.275	9.097.719	6.439.503	37.769.865	1.064.700	11.266.387
2010	1.599.967	9.096.695	7.231.072	37.784.990	1.302.518	11.271.293

Fonte: Anuários ANDA e IPEADATA (2011).

Dos cinco maiores estados em consumo de fertilizantes e área colhida no ano de 2010, todos, com exceção do Rio Grande do Sul, estão contidos na região Centro, quais sejam Paraná, Mato Grosso, São Paulo e Minas Gerais. Já as cinco unidades com as menores participações, com exceção do Distrito Federal, estão todas na região Norte/Nordeste. Dessa forma, para 2010, a região Centro respondeu por 71% da demanda brasileira de fertilizantes, a região Sul por 16% e a região Norte/Nordeste pelos 13% restantes, enquanto que para a área colhida as proporções foram 65%, 16% e 19%, respectivamente.

3.2 Estratégia econométrica

Dar-se-á preferência para a explanação do ferramental de aplicação a séries temporais, principalmente a modelagem VAR e de cointegração. As propriedades desejáveis para a obtenção dos melhores estimadores lineares não-vieizados, o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e demais testes para não violação do Modelo de Regressão Linear Clássico, poderão ser encontrados de maneira prática e objetiva em Gujarati (2006) e Asteriou e Hall (2011).

3.2.1 Teste de Raiz unitária

O estudo da raiz unitária quando da utilização de séries temporais é de suma importância. A maioria das séries econômicas é não-estacionária, levando à inconsistência dos estimadores de mínimos quadrados e tornando a inferência não confiável. Para a estimação de modelos VAR, faz-se necessário utilizar série estacionárias, sem raiz unitária. De acordo com Gujarati (2006), suponha o seguinte passeio aleatório:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \text{ com } -1 \leq \rho \leq 1$$

Se $\rho = 1$, então há raiz unitária, e dessa forma a série será não-estacionária, uma vez que carregará consigo componentes de erro passados, tornando a variância dependente do tempo. Entretanto, se ρ , em módulo, for menor que 1, então a série será estacionária. Numa situação hipotética em que ρ fosse maior que 1, a série apresentaria uma trajetória explosiva. A identificação de $\rho = 1$ se dá por meio de testes de raiz unitária, dos quais serão aplicados neste trabalho o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o *Dickey-Fuller Generalized Least Squares* (DF-GLS). O ADF é uma versão mais potente do teste Dickey-Fuller original, uma

vez que inclui defasagens extras da variável dependente com intuito de eliminar a autocorrelação. Há três formas possíveis, que diferem para a existência de elementos determinísticos no modelo:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t, \text{ sem tendência nem intercepto};$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t, \text{ apenas com intercepto};$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t, \text{ com tendência e intercepto};$$

Aplica-se um teste-t no coeficiente da variável Y_{t-1} , utilizando os valores críticos determinados por Mackinnon (1991), uma vez que o teste não possui uma distribuição convencional. A hipótese nula testa para a existência de raiz unitária, devendo-se portanto comparar o t-estatístico com o t-crítico.

Segundo Elliot, Rothemberg e Stock (1996), a existência de termos determinísticos na regressão teste reduzem consideravelmente o poder do teste ADF. Assim, esses autores sugeriram retirar os termo determinísticos através de uma transformação da regressão via Mínimos Quadrados Generalizados antes de ser efetuado o teste. Novamente a hipótese nula afirma haver presença de raiz unitária, e a estatística a ser comparada também é a tabulada por Mackinnon. Caso haja indício de presença da raiz unitária, a forma mais prática para sua remoção é a aplicação do operador de diferença até que a estacionariedade seja atingida, removendo dessa forma a dependência com o tempo ou a tendência.

3.2.2 Vetores autoregressivos

O uso do Vetor Autoregressivos (VAR) na estimação econométrica surgiu como uma solução para modelos de séries temporais multivariadas, e ganhou importância a partir das referências feitas por Sims (1980). É recorrente na economia o estudo de modelos onde as variáveis explicativas de uma certa variável dependente também sejam explicadas pela variável predita. Isso exigia a identificação correta das variáveis endógenas e exógenas, mas com os modelos VAR todas as variáveis passaram a ser tratadas como endógenas, na forma de vetores autoregressivos. Assim, o vetor $Y(t)$ no instante t depende de seus valores passados e também do vetor de ruído branco $u(t)$. Como visto em Asteriou e Hall (2011), sua formulação é representada na forma primitiva pelo sistema abaixo, com as variáveis $Y(t)$ e $X(t)$ sendo endógenas, não-identificáveis e estacionárias:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y_{11} & Y_{12} \\ Y_{21} & Y_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{Yt} \\ u_{Xt} \end{bmatrix}$$

ou

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + u_t,$$

onde

$$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}, Z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} Y_{11} & Y_{12} \\ Y_{21} & Y_{22} \end{bmatrix} \text{ e } u_t = \begin{bmatrix} u_{Yt} \\ u_{Xt} \end{bmatrix}$$

Multiplicando ambos os lados por B^{-1} tem-se:

$$z_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + e_t,$$

$$\text{onde } A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \text{ e } e_t = B^{-1}u_t$$

Para simplificar a notação, tem-se a_{i0} como o elemento i do vetor A_0 ; a_{ij} o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 ; e e_i como o elemento i do vetor e_t . Dessa forma, reescrevemos o VAR na forma reduzida como:

$$y_t = a_1 + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + e_{1t}$$

$$x_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + e_{2t}$$

É importante chamar a atenção para que os novos termos de erro e_{1t} e e_{2t} são compostos por dois choques u_{Yt} e u_{Xt} . Uma vez que $e_t = B^{-1}u_t$, temos e_{1t} e e_{2t} como:

$$e_{1t} = (u_{Yt} + \beta_{12}u_{Xt}) / (1 - \beta_{12}\beta_{21})$$

$$e_{2t} = (u_{Xt} + \beta_{21}u_{Yt}) / (1 - \beta_{12}\beta_{21})$$

Uma vez que u_{Yt} e u_{Xt} são processos de ruído-branco, e_{1t} e e_{2t} são também ruído-branco. Assim, além de não exigir do pesquisador a classificação das variáveis entre endógenas e exógenas, também permite a estimação da forma reduzida por Mínimos Quadrados Ordinários. Entretanto, para a utilização do MQO, restrições sobre os coeficientes da matriz β fazem-se necessárias, além do fato de que há perda de graus de liberdade pelo

grande número de parâmetros a serem estimados. Ademais, por sua natureza estritamente estatística e por não estar baseado em uma teoria econômica, tratando todas as variáveis de forma endógena, é difícil tirar uma interpretação que seja sustentável economicamente. Em termos de resultado, a grande vantagem do VAR parece ser a de proporcionar ao pesquisador uma série de informações sobre a composição do termo de erro, da forma de reação a choques exógenos e da causalidade entre as variáveis endógenas. A obtenção e interpretação dessas informações será discutida nos parágrafos a seguir.

3.2.3 Função Impulso-resposta

A função impulso-resposta tem por objetivo verificar a resposta ao longo do tempo das variáveis de um vetor, por exemplo z_t , *ceteris paribus*, aos choques (também chamados de inovações, que fazem parte do vetor de erro no VAR) provocados no sistema. A análise desse tipo de função torna-se possível a partir da representação do VAR como um vetor de médias móveis (VMA), garantindo a incorporação de uma dinâmica na trajetória das variáveis. Em sendo o VAR do tipo $z_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + e_t$, tem-se um VMA (∞) na seguinte forma:

$$z_t = \mu + e_t + \psi_1 e_{t-1} + \psi_2 e_{t-2} + \dots \equiv \mu_t + \psi(L)e_t$$

Sendo:

$$\mu = (I_n - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} A_0 \text{ com } n \text{ variáveis e } p \text{ defasagens e,}$$

$$\psi(L) = [A(L)]^{-1}$$

Os coeficientes de ψ_i são os multiplicadores de impacto, e são os responsáveis por simular os efeitos dos choques ou inovações μ_i no percurso de z_t . Pode-se aplicar ainda a decomposição dos resíduos de Cholesky com o intuito de contornar o problema de identificação do modelo, tornando nula a diagonal superior da matriz de covariância. Maior detalhamento da decomposição de Cholesky é encontrado em Enders (2004). Mas é importante ressaltar que o ordenamento das variáveis na decomposição influencia o resultado da função impulso-resposta: deve-se ordenar começando pela variável mais exógena até a mais endógena.

3.2.4 Decomposição da Variância

Além da função impulso-resposta, pode-se utilizar a decomposição da variância para a interpretação dos resultados do modelo VAR. Através da decomposição da variância do erro de previsão em seus diversos elementos, pode-se identificar, para uma dada variável, a porcentagem da variância do erro de previsão correspondente a cada variável endógena no decorrer do tempo, segundo Bueno (2008).

3.2.5 Teste de Causalidade de Granger

A relação de causalidade em questão trata da capacidade de uma variável prever a outra, ou melhor, se uma determinada variável (ou escalar no caso de sistemas VAR) pode ser melhor prevista, *ceteris paribus*, com o auxílio de valores passados de outra variável. Assim, o VAR é capaz de identificar a existência de uma relação entre as variáveis, mas é com o auxílio do teste de causalidade de Granger, proposto por este em 1969, que se testará estatisticamente o sentido da causa e do efeito, ou mesmo da causalidade bi-direcional, havendo nesta situação um efeito *feedback*. A construção do teste para duas variáveis estacionárias começa pela estimação do VAR:

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

Com e_{yt} e e_{xt} sendo termos de erro do tipo ruído-branco não correlacionados. Após, faz-se a regressão de Y_t nos termos defasados de Y , de forma a obter a soma dos quadrados dos resíduos, a ser chamado de RSS_R :

$$Y_t = a_2 + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

Após, faz-se a regressão de Y_t nos termos defasados de Y adicionados dos termos defasados de x , obtendo-se o RSS_u do modelo :

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

Então, formula-se a hipótese nula e alternativa:

$$H_0 = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \text{ ou } X_t \text{ não causa } Y_t$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0 \text{ ou } X_t \text{ causa } Y_t$$

E por fim, calcula-se a estatística F para o teste de Wald de restrição do coeficiente, que tem distribuição $F_{m,n-k}$ e $k = m+n+1$.

$$F = \frac{\frac{(RSS_R - RSS_u)}{m}}{\frac{RSS_u}{(n-k)}}$$

Se o valor F-calculado exceder o valor do F-crítico, rejeita-se a hipótese nula. Assim, diz-se que X_t Granger causa Y_t .

3.2.6 Cointegração

A remoção da tendência ou do componente histórico da série via defasagens sucessivas, tornando-a estacionária afim de evitar uma regressão espúria, pode trazer problemas de perda de informação ao modelo. Esse processo já não mais permite a existência de uma única solução de longo prazo para o modelo, uma vez que agora, para sabermos o valor de Y_t , além de sabermos o valor de X_t , devemos saber também os valores passados de y e x , numa equação do tipo $Y_t - Y_{t-1} = \beta(X_t - X_{t-1})$. Ademais, não apenas a variável é diferenciada, como também o é o processo de erro, impossibilitando a inversão do processo de médias móveis. Dessa forma, surgiu a necessidade da análise de séries com duas ou mais variáveis que sejam estacionárias sem a necessidade de aplicação do operador diferença, rendendo assim relações de curto e longo-prazos.

Nesse contexto, em um modelo bi-variado, a combinação de duas séries que sejam não-estacionárias e que tenham mesma ordem de integração, por exemplo $I(1)$, pode resultar em um termo de erro no qual as tendências estocásticas, por serem muito similares, se cancelem, resultando essa combinação em um termo estacionário $I(0)$. Isso garante a existência de uma relação significativa entre as séries, com extensão para o longo-prazo. Essa combinação linear pode ser representada pela regressão abaixo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t$$

Se $\hat{u}_t \sim I(0)$, então diz-se que Y_t e X_t são cointegradas.

Para testar a existência de cointegração, utiliza-se o teste de Engle-Granger para modelos bi-variados e o procedimento de Johansen para modelos multivariados. O primeiro reside em uma série de passos simples, desde a descoberta da ordem de integração de cada série (normalmente de mesma ordem), do teste de raiz unitária no resíduo da regressão, e que finaliza com a estimação do modelo de correção de erros.

Entretanto, para o estudo da demanda por fertilizantes, é esperada a utilização de um modelo com mais de duas séries temporais, fazendo-se uso portanto do procedimento de Johansen para estudo de cointegração. Neste, uma vez que o modelo é multivariado, há a possibilidade da existência de múltiplos vetores de cointegração, O procedimento analisa o posto da matriz vetorial. Caso o posto seja nulo, há indício da presença de raiz unitária, e se o posto for diferente de zero então as variáveis endógenas são estacionárias. Assim, aplicam-se dois testes, a estatística Traço e a Razão de Verossimilhança (o procedimento de Johansen utiliza regressão por máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração). Um aprofundamento maior sobre a descrição dos testes foge do escopo deste trabalho, mas Banerjee *et al* (1993), assim como Maddala e Kim (1998), fornecem uma descrição completa e detalhada do tema.

3.2.7 Vetor de Correção de Erros

Havendo cointegração, faz-se necessário adicionar ao VAR o componente dinâmico de longo-prazo, garantindo assim uma relação de curto e longo-prazo no modelo. A adição dessa informação dá-se justamente pelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Supondo que Y_t e

X_t são cointegradas, com termo de erro $I(0)$, temos a seguinte equação já com a inclusão da correção:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_1 \Delta X_t - \pi \hat{u}_{t-1} + e_t$$

O coeficiente b_1 é o multiplicador do efeito de curto-prazo que mede o impacto imediato em X_t de uma variação em Y_t , enquanto que o coeficiente π é o fator de ajustamento ao desequilíbrio, mostrando o quanto desse desequilíbrio é corrigido ao longo do ano (não completo em 1 ano). Acerca do termo de ajustamento π , Austeriou e Hall (2011), consideram que: a) caso o coeficiente seja igual a 1, o ajustamento é instantâneo; b) caso seja de valor 0,5, apenas metade do ajustamento é realizado no período corrente; e c) caso $\pi = 0$, então o modelo encontra-se em equilíbrio, uma vez que não há mais ajustamento.

4 OS DETERMINANTES DA DEMANDA POR FERTILIZANTES NO BRASIL E REGIÕES

O presente capítulo está dividido em três partes. Primeiramente, far-se-á o estudo das elasticidades da demanda a nível nacional. Após, o mesmo será feito de forma regionalizada, fragmentando as séries do consumo de fertilizantes e da área colhida. Por fim, o estudo de ciclos contemporâneos buscará movimentos comuns às três regiões.

4.1 Análise dos determinantes da demanda por fertilizantes no Brasil

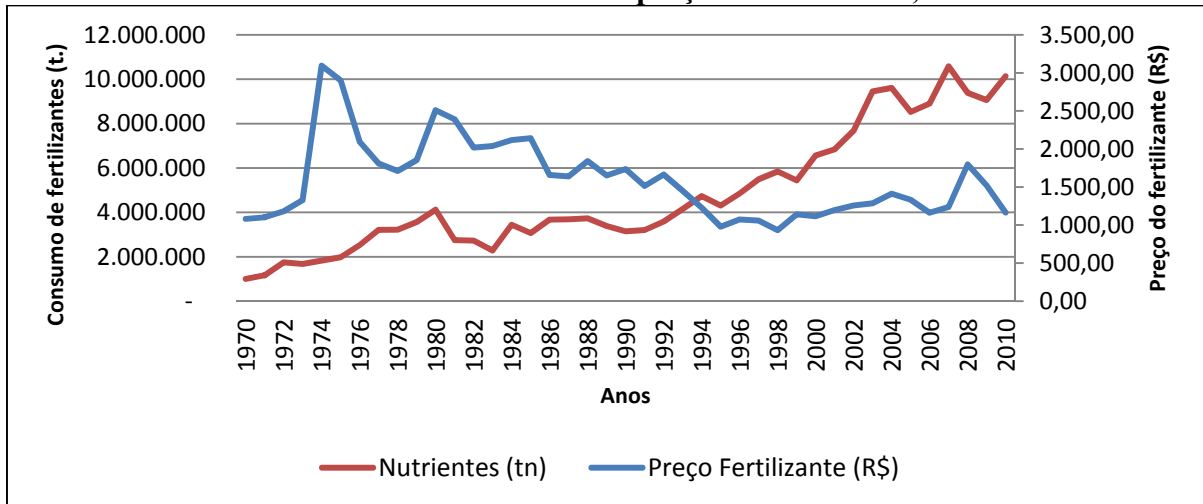
Em busca de evidências para a relação entre o consumo de fertilizantes e as supostas variáveis explicativas, estimar-se-á a demanda pelo insumo, fazendo uso de séries temporais para o período compreendido entre 1970 e 2010. O processo envolve a modelagem da equação de demanda com o intuito de obter as elasticidades das variáveis explicativas, bem como as relações de curto e longo-prazo entre variáveis. Todos os resultados aqui descritos foram gerados através do pacote econométrico Eviews 6.

A análise gráfica de cada uma das variáveis explicativas é importante para o entendimento dessas junto à demanda por fertilizantes, fornecendo indícios do comportamento e da possível relação existente. A primeira impressão do Gráfico 12 confirma a relação inversa entre o consumo de fertilizantes e o seu preço, uma vez que as séries apresentam tendências opostas no período analisado. Entretanto, ao analisar a evolução de ambas as séries de forma mais criteriosa, pode-se afirmar que apenas entre os anos de 1974 e 1978 houve um período mais longo e contínuo da relação esperada, neste caso de queda no preço do insumo e aumento na demanda por fertilizantes. Ou seja, apesar da trajetória de longo-prazo ser inversamente proporcional, a análise de períodos menores, como triênios, por exemplo, aponta para diversas inconsistências frente à relação econômica esperada.

Por ser uma *commodity* mineral e pelo fato do nitrogênio ser advindo, principalmente, de combustível fóssil (gás natural), além da necessidade do alto gasto energético na sua produção, o fertilizante está fortemente relacionado com preço do petróleo no mercado internacional. Assim, pode-se observar três picos na série de preços do insumo: entre 1973 e 1974, por consequência da I Crise do Petróleo; entre 1979 e 1980, por consequência da II Crise do Petróleo; e em 2008, por conta da crise financeira mundial e também da disparada do preço do barril do petróleo. Ainda, por ser altamente dependente da importação de matéria-

prima, o preço do fertilizante pode ser considerado de certa forma exógeno ao mercado nacional.

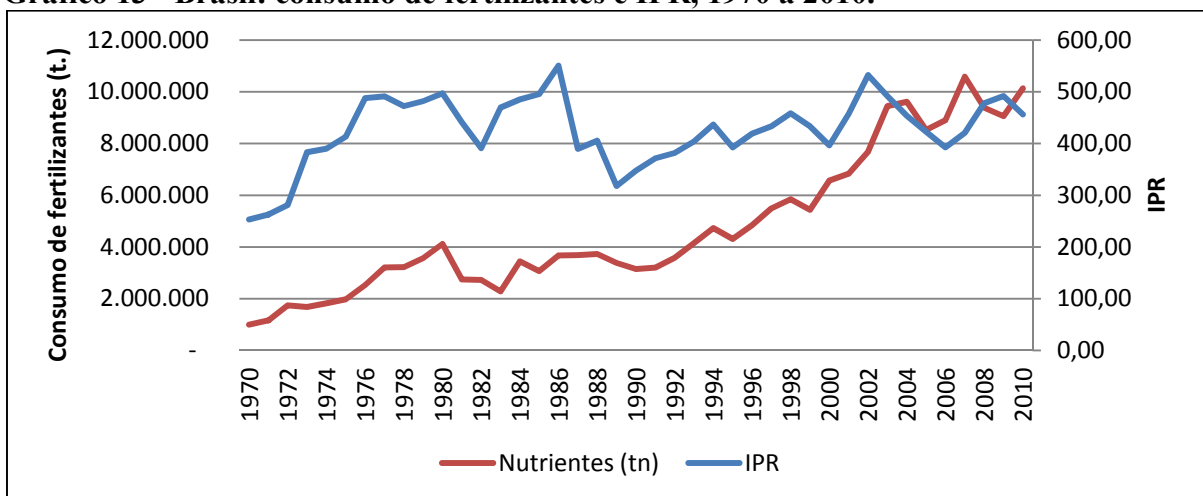
Gráfico 12 - Brasil: consumo de fertilizantes e preço do fertilizante, 1970 a 2010.



Fonte: Anuários ANDA e Instituto de Economia Agrícola (2011).

Quanto ao IPR, que representa a renda do produtor, a relação positiva esperada é verificada em toda a série analisada no Gráfico 13, com exceção de dois subperíodos: entre 1986 e 1987, quando verificou-se abrupta queda do IPR, entretanto o consumo de fertilizantes manteve tendência de leve aumento, e entre 2007 e 2010, período de instabilidades macroeconômicas a nível global, porém pequenos se comparado com os 41 anos da série.

Gráfico 13 - Brasil: consumo de fertilizantes e IPR, 1970 a 2010.

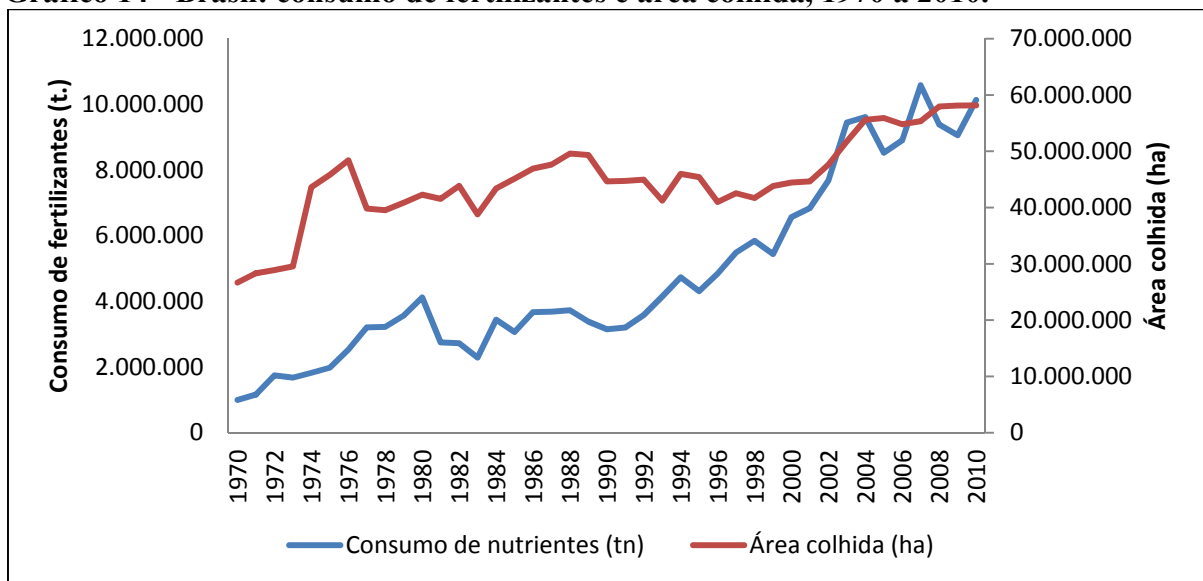


Fonte: Anuários ANDA, Nicolella *et al* (2005) e FGV Dados (2011).

Para a área colhida, o Gráfico 14 comprova a relação positiva junto à demanda pelo insumo. Ambas apresentam tendência crescente, com apenas três períodos onde a trajetória

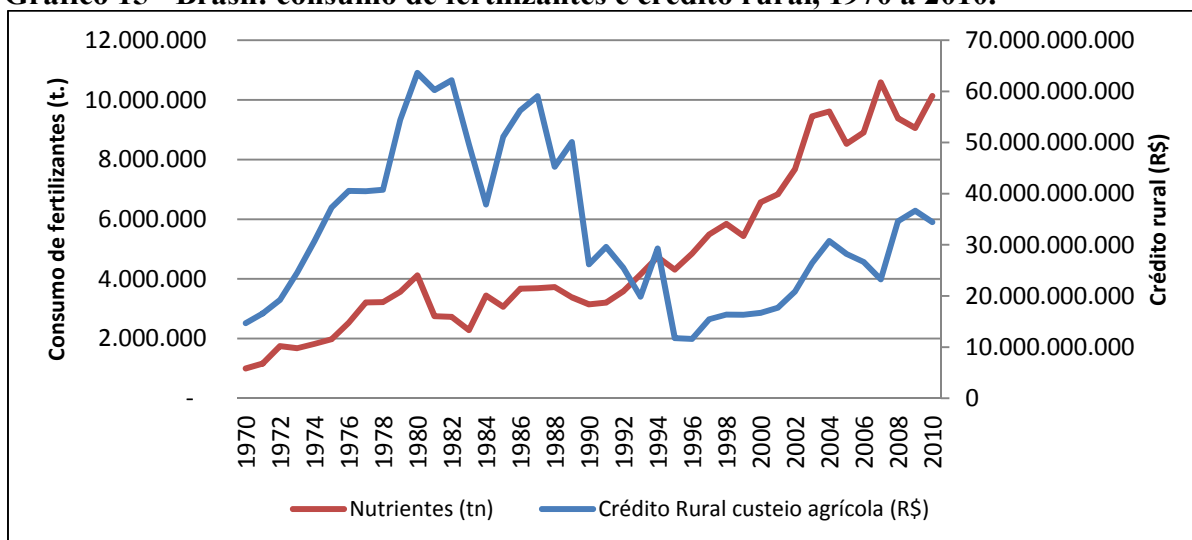
foi divergente: entre 1976 e 1978, entre 1992 e 1993, e entre 2005 e 2006, ou seja, períodos em muito sobrepujados pelos demais anos de relação direta. Ademais, a forte expansão da fronteira agrícola no cerrado brasileiro e em direção à Floresta Amazônica, principalmente partir da metade da década de 1990, fez-se possível apenas mediante uso intensivo de fertilizantes e demais tecnologias, uma vez que os solos da região são ácidos e não naturalmente férteis, como frisa Gonçalves *et al* (2008).

Gráfico 14 - Brasil: consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.



Fonte: Anuários ANDA e IPEADATA (2011).

O Gráfico 15, apesar de possuir diversas quebras para a oferta de crédito, não deixa de apresentar uma relação direta entre ambas as variáveis, principalmente entre 1970 e o início da década de 1980, e após 1994, com a estabilidade advinda do Plano Real. A rigor, apenas dois períodos apresentaram relação inversamente proporcional, sendo eles entre 1991 e 1993, quando houve queda no volume de crédito rural contratado e concomitante recuperação dos níveis de consumo de fertilizantes após o período conturbado já mencionados no início dos anos 1990, e entre 2007 e 2010, quando no período pré-crise mundial o consumo de fertilizantes foi afetado pela máxima histórica do preço do adubo, enquanto que no pós-crise houve arrefecimento dos preços e recuperação do consumo, com diminuição da liquidez na oferta de crédito.

Gráfico 15 - Brasil: consumo de fertilizantes e crédito rural, 1970 a 2010.

Fonte: Anuários ANDA, IPEADATA (2011) e BACEN (2011).

A matriz de correlação apresentada na Tabela 6 também permite analisar um padrão de comportamento entre as variáveis. A quase totalidade dos resultados confirmou as hipóteses levantadas durante a escolha das variáveis explicativas, sendo a demanda por fertilizantes (QFERT) correlacionada de forma negativa com o preço do fertilizante (PFERT), e de forma positiva com o IPR e com a área colhida (AREA), esta última em magnitude muito relevante (0,79). A exceção aos resultados esperados ficou com a correlação negativa entre as variáveis crédito rural (CR) e QFERT, com valor de -0,23. A finalidade do recurso de crédito rural de custeio é justamente a de subsidiar a produção agrícola, principalmente via aquisição dos insumos necessários para o cultivo, sendo portanto um resultado não esperado.

Tabela 6 - Nacional: Matriz de correlação entre consumo de fertilizante, preço, IPR, área colhida e CR.

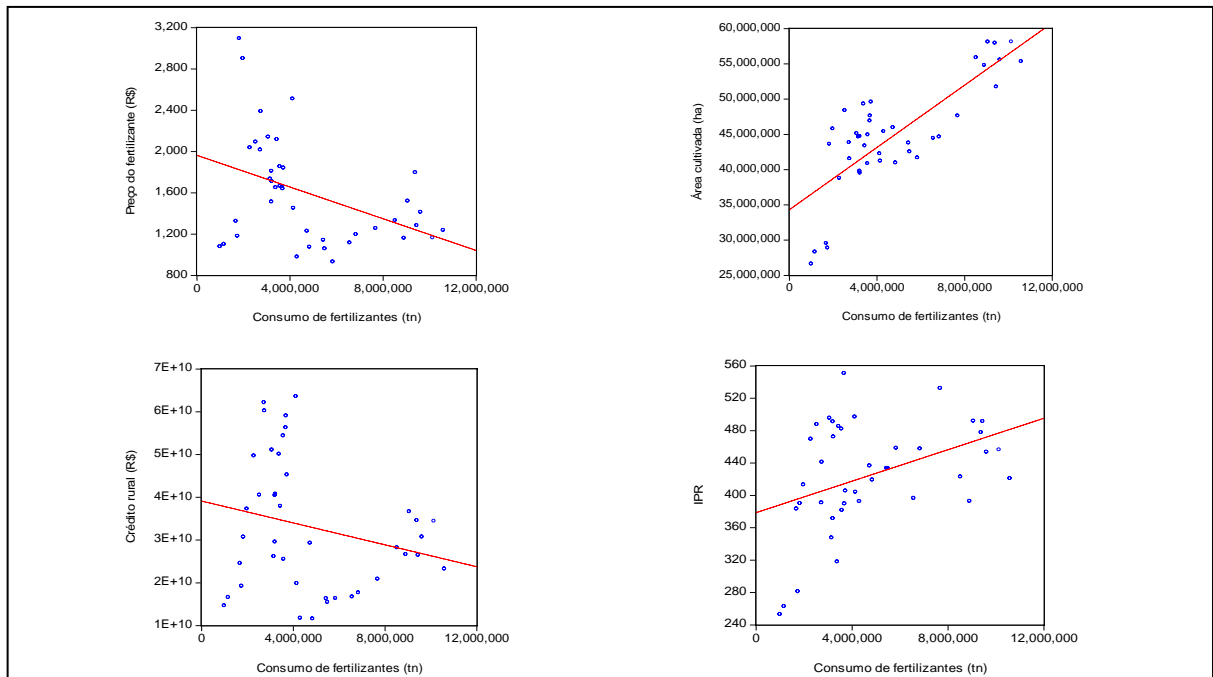
	QFERT	PFERT	IPR	AREA	CR
QFERT	1.000000	-0.410784	0.397177	0.790133	-0.231111
PFERT	-0.410784	1.000000	0.227758	0.034011	0.668227
IPR	0.397177	0.227758	1.000000	0.477707	0.357454
AREA	0.790133	0.034011	0.477707	1.000000	0.166044
CR	-0.231111	0.668227	0.357454	0.166044	1.000000

Fonte: Cálculos do autor.

Dá-se complementação à matriz de correlação com a análise do gráfico de dispersão das variáveis explicativas contra o consumo de fertilizantes, conforme a Figura 2. Os resultados contam ainda com a reta que minimiza o erro quadrático da regressão. Confirma-se a relação inversa entre o preço do insumo e a demanda por fertilizantes, mas com os pontos

que compõem a regressão linear de certa forma mais dispersos que o esperado. Já a variável área colhida apresentou maior grau de concentração em torno da reta. Novamente a relação com o crédito rural é negativa, além de haver pouca interação entre essa e a demanda pelo insumo. Por último, o IPR mostrou dispersão acima do esperado, mas com relação positiva para com a demanda por fertilizantes.

Figura 2 – Gráficos de dispersão do consumo de fertilizantes contra preço, área colhida, CR e IPR.



Fonte: Cálculos do autor.

Antes de avançar para as estimações, fez-se o estudo da raiz unitária das variáveis, todas tomadas em seus logaritmos naturais, este denotado pelo operador “L” à frente das mesmas. Para verificar a estacionariedade das séries, escolheram-se dois testes: o ADF e o DF-GLS. Os testes com as variáveis em nível, vistos na Tabela 7, retornam estatísticas que não permitiram rejeitar a hipótese nula da existência de raiz unitária, com exceção de LIPR, ao nível de significância de 5%, e LQFERT e LPROD, ao nível de 10%, estatísticas essas confrontadas com a tabela de McKinnon (1996). Assim, todas as variáveis foram transformadas em sua primeira diferença. Os resultados da tabela 8 apontaram para a ausência de relação intertemporal entre os resíduos ao nível de significância de 1%, rejeitando-se assim a hipótese nula da não estacionariedade das séries.

Tabela 7 - Nacional: Teste de raiz unitária para consumo de fertilizante, preço, área colhida, IPR e CR.

	ADF	DF-GLS
LQFERT	-3,2987***	-2,5918
LPFERT	-3,1299	-2,5112
LAREA	-2,5861	-2,3875
LIPR	-3,4696**	-2,4031
LCR	-1,9964	-1,8077

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon(1996). *Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

Tabela 8 – Nacional: Teste de raiz unitária em primeira diferença (Δ) para consumo de fertilizante, preço, área colhida, IPR e CR.

	ADF	DF-GLS
Δ LQFERT	-6,2363*	-7,2119*
Δ LPFERT	-5,4360*	-5,6890*
Δ LAREA	-6,0717*	-6,3977*
Δ LIPR	-6,3784*	-6,6449*
Δ LCR	-7,0560*	-7,1310*

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon(1996). *Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

Faz-se importante aferir a causalidade entre as variáveis escolhidas, verificando se os valores passados de uma determinada variável ajudam a prever o valor presente da outra. O teste de causalidade de Granger, representado na Tabela 9, busca justamente essa relação, já utilizando em sua lógica as séries em condição estacionária. A estatística F nos permite rejeitar cinco hipóteses nulas. Primeiro, a de que QFERT não causa AREA no sentido de Granger, ou seja, os valores defasados do consumo de fertilizantes de fato auxiliam a compor o montante da área colhida no tempo presente. Pode-se imaginar que o produtor rural tenda a transferir o comportamento do consumo de fertilizantes realizado no ano anterior para o planejamento da área colhida no período seguinte, seja de otimismo ou pessimismo, relação esta bem plausível. Segundo, rejeita-se a hipótese nula de que PFERT não causa AREA no sentido de Granger. Isto é factível na situação em que, frente a elevações no preço do insumo, o produtor rural busque manter seu *quantum* de produção (ou ainda aumentá-lo) via incremento na área colhida, em detrimento do investimento em fertilizantes. O teste também fornece indícios de que os valores passados do CR compõem QFERT no sentido de Granger, o que era esperado na seção de metodologia, mas que mostrou-se de relação negativa quando

analisada a matriz de correlação na Tabela 6. Ainda, tem-se que AREA causa PFERT no sentido de Granger, assim como IPR causa CR. Para a área colhida, observou-se forte correlação positiva dessa com a demanda pelo insumo, e por sua vez dessa de forma negativa com o preço do fertilizante, o que pode corroborar o resultado da causalidade Granger. Ainda, aplica-se também a hipótese levantada para o fato de PFERT causar AREA no sentido de Granger. Já para o IPR, este sendo uma medida de renda, quanto mais capitalizado estiver o produtor rural menor será a sua necessidade de financiamento para custeio da lavoura, dando sustentação aos valores passados de IPR ajudarem na constituição do valor presente de CR.

Tabela 9 – Nacional: Teste de Causalidade-Granger.

Hipótese nula:	Observações	Estatística-F	Probabilidade
PFERT não Granger causa QFERT	39	1,30540	0,2843
QFERT não Granger causa PFERT		2,05137	0,1442
IPR não Granger causa QFERT	39	0,67398	0,5164
QFERT não Granger causa IPR		0,35829	0,7015
AREA não Granger causa QFERT	39	0,56036	0,5762
QFERT não Granger causa AREA		4,14304	0,0245
CR não Granger causa QFERT	39	2,54703	0,0932
QFERT não Granger causa CR		0,91044	0,4119
IPR não Granger causa FERT	39	0,60973	0,5493
PFERT não Granger causa IPR		0,25583	0,7757
AREA não Granger causa PFERT	39	2,99503	0,0634
PFERT não Granger causa AREA		2,46700	0,0999
CR não Granger causa FERT	39	1,61170	0,2144
PFERT não Granger causa CR		2,10730	0,1372
AREA não Granger causa IPR	39	0,05375	0,9478
IPR não Granger causa AREA		1,72649	0,1931
CR não Granger causa IPR	39	0,61100	0,5487
IPR não Granger causa CR		3,66837	0,0361
CR não Granger causa AREA	39	0,62305	0,5423
AREA não Granger causa CR		0,95812	0,3937

Fonte: Cálculos do autor.

Quanto ao modelo econômico da demanda por fertilizantes, optou-se por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, onde o fertilizante é um dos fatores de produção, assim

como em Quddus *et al* (2008). Assumindo maximização de uma dada função de produção, tem-se:

$$\text{Função de produção: } Y = AF^\alpha L^\beta \mu_0 \quad (4)$$

$$\text{Função lucro: } \Pi = P_1 Y - P_2 F - P_3 L \quad (5)$$

Onde,

Y = Produção agrícola

F = Fertilizante

L = Trabalho

Π = Lucro

P_1 = Preço da produção agrícola

P_2 = Preço do fator fertilizante

P_3 = Preço do fator trabalho

Maximizando-se a função lucro para o fator fertilizante e fator trabalho, tem-se:

$$\frac{Y}{F} = \frac{P_2}{\alpha P_1 \cdot \mu_1} \quad (6)$$

$$\frac{Y}{L} = \frac{P_3}{\beta P_1 \cdot \mu_2} \quad (7)$$

Sendo que μ_1 e μ_2 são termos de erro aleatório. Isolando-se o o fator fertilizante e aplicando a forma logarítmica, obtém-se:

$$\log F = \frac{\log A + \log\left(\frac{P_2}{\alpha P_1}\right)(\beta-1) + \beta \log(\mu_1 - \mu_2) - \log \frac{P_3}{P_1} + \log \mu_0 - \log \mu_1}{1 - \alpha - \beta} \quad (8)$$

A equação (8) mostra que a demanda por fertilizantes deve considerar o preço da produção agrícola, o preço do fertilizante, um fator de mudança tecnológica e um termo de erro aleatório. Assim, baseando-se na função acima, alterou-se os *inputs* da demanda por fertilizante para aqueles representados na equação abaixo, na forma de duplo-log:

$$\log QFERT_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 \log PFERT_{(t)} + \beta_2 \log AREA_{(t)} + \beta_3 \log IPR_{(t)} + \beta_4 \log CR_{(t)} + \mu \quad (9)$$

Onde,

$QFERT_{(t)}$ = consumo de fertilizantes no ano t

$PFERT_{(t)}$ = preço do fertilizante no ano t

$AREA_{(t)}$ = área colhida no ano t

$IPR_{(t)}$ = índice de preços pagos ao produtor rural no ano t

$CR_{(t)}$ = crédito rural de custeio no ano t

μ = termo de erro

A regressão da equação (9) por mínimos quadrados ordinários retornou os resultados descritos na Tabela 10. O coeficiente da variável LCR, além de apresentar coeficiente negativo, como o encontrado por Profeta e Braga (2009), também não foi estatisticamente significativo. Após os resultados obtidos na matriz de correlação e no gráfico de dispersão, a não significância reforça a baixa relevância do crédito na explicação da demanda brasileira por fertilizantes.

Assim, optou-se por retirar do modelo a variável LCR, dando origem à equação (10), mais parcimoniosa, e que obteve significância estatística a 1% para todos os regressores, bom ajuste econométrico e sinais de acordo com a teoria. Para fins de comparação, os resultados de ambos os modelos podem ser encontrados na Tabela 10.

$$LQFERT_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LAREA_{(t)} + \beta_3 LIPR_{(t)} + \mu \quad (10)$$

Analisando os resultados da equação (10), a composição dos resíduos sugeriu que podem haver algumas quebras no período de análise, entretanto optou-se pela não inclusão de variáveis *dummy*, uma vez que não foi encontrado bom ajuste econométrico com a inclusão de *dummy* calcadas em fatos relevantes na trajetória do consumo de fertilizantes no Brasil (crise do petróleo, privatizações, oscilações bruscas na oferta de CR). Quanto ao teste de heteroscedasticidade de White, não é possível rejeitar a hipótese nula da ausência de heteroscedasticidade, com estatística LM calculada menor que o valor LM crítico da tabela χ^2 a 1% de significância, e p-valor muito superior a 0,01, também de acordo com a Tabela 10. Para testar a presença de correlação serial dos resíduos, utilizou-se o teste de Breusch-Godfrey, com validação similar ao teste de White para homoscedasticidade. Não é possível

rejeitar a hipótese nula da ausência de autocorrelação serial dos resíduos a 5% de significância. Já para a equação (9), a aceitação da hipótese nula exigiria a extensão do nível de significância para 10%.

Tabela 10 – Nacional: resultados da estimação por MQO.

Variáveis	EQUAÇÃO (9)			EQUAÇÃO (10)		
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t
C	-23,6058	2,7169	-8,6883*	-24,0472	3,0440	-7,8998*
LPFERT	-0,9317	0,1823	-5,1096*	-0,9986	0,1052	-9,4868*
LIPR	0,9845	0,1777	5,5401*	0,9677	0,2199	4,3990*
LAREA	2,3334	0,2266	10,2962*	2,3141	0,2004	11,5424*
LCR	-0,0569	0,1225	-0,4649	-	-	-
Nº de observações	41			41		
Probabilidade de F	0,0000			0,0000		
Log máx. verossimilhança	11,68676			11,5224		
AIC	-0,326184			-0,3669		
R^2	0,906185			0,9054		
White - F	F(4,36) = [0,6710]			F(3,37) = [0,4659]		
White (χ^2)	[0,6396]			[0,4405]		
BG - F	F(2,34) = [0,0480]			F(2,35) = [0,0605]		

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas t foram confrontadas com os valores críticos da distribuição t . *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%.

Muitos dos estudos arrolados na revisão de literatura possuem seu ponto final nesta etapa do estudo econométrico, ou seja, na modelagem de uma equação de demanda e sua estimação por MQO, com a obtenção das elasticidades em relação à demanda. Sendo assim, é justo fazer-se a análise das elasticidades da equação (10) neste momento, assim como a comparação com os demais autores da literatura, especialmente para a elasticidade-preço da demanda, conforme a Tabela 11. Esta apresentou valor -0,99 neste estudo, levemente abaixo da unidade quando tratada em módulo. Teoricamente esse valor confere um caráter inelástico à demanda por fertilizante frente à variação no preço do insumo: um aumento em 1% no preço do fertilizante ocasionaria uma queda de 0,99% na demanda pelo bem. O resultado corrobora a literatura nacional sobre o tema quanto à inelasticidade-preço, havendo diferença apenas na magnitude do coeficiente, com valores entre -0,12 e -0,65. Apenas Profeta e Braga (2009) encontrou demanda elástica, de -2,27. Já na literatura internacional, a gama de resultados é bem mais ampla, com resultados elásticos e inelásticos, e inclusive com elasticidade-preço da demanda 0,99, encontrada por Gunjal *et al* (1980) para a demanda norte-americana, igual à obtida por este trabalho.

Quanto às demais elasticidades, também inelástica e levemente abaixo da unidade, mas de valor positivo, foi o coeficiente da variável IPR, com valor 0,96. Portanto, há propensão do produtor rural em aumentar o consumo de fertilizantes frente a um aumento na renda recebida pelo produtor rural (elasticidade-renda da demanda), entretanto este aumento se dá de forma menos que proporcional. Já o coeficiente junto à variável AREA, de valor 2,31, é considerado altamente elástico, uma vez que um aumento 1% na variável AREA acarreta um aumento na demanda por fertilizantes 2,31 vezes maior, evidenciando a disposição do produtor rural ao investimento tecnológico concomitante à expansão da lavoura em busca de maiores ganhos.

Tabela 11 – Elasticidades-preço selecionadas.

	Autor	Região	Insumo	Período	Elasticidade-preço
Internacional	Heady e Yeh (1959)	10 regiões dos EUA	NPK	1910-1956	-0,49 e -1,71
	Carman (1973)	11 estados dos EUA	N, P e K	1955-1976	-0,20 a -1,8
	Gunjal <i>et al</i> (1980)	EUA	NPK	1952-1976	-0,31 a -0,99
	Burrell (1989)	Inglaterra	N e NPK	1964-1984	-0,40 a -0,64
Nacional	Pescarin (1974)	Estado de São Paulo	N, P e K	1948-1972	-0,47,-0,31,-0,30
	Nicolella <i>et al</i> (2005)	Brasil	NPK	1970-2002	-0,655
	Profeta e Braga (2009)	Brasil	NPK	1993-2006	-2,27
	Neste estudo (Equação 10)	Brasil	NPK	1970-2010	-0,99

Fonte: Elaborado pelo autor.

Realizado o estudo da dinâmica de longo-prazo, parte-se para a análise de cointegração. O estudo da raiz unitária apontou integração de ordem I(1) tanto para a variável dependente (LQFERT) quanto para as independentes (LPFERT, LIPR, LAREA), e a estimação da equação (10) em nível resultou em resíduo estacionário I(0), conforme Tabela 12. De acordo com a metodologia proposta por Engle-Granger, nessa situação há cointegração entre as variáveis, proporcionando assim o estudo da dinâmica da demanda.

Uma vez que temos mais de duas séries temporais, quais sejam quantidade de fertilizante, preço do fertilizante, IPR e área colhida, faz-se necessário adotar o teste de cointegração de Johansen.

Tabela 12 - Nacional: Teste de raiz unitária para o resíduo.

	ADF em nível	
	Estat t	P-valor
Resíduo	-3,2228*	0.0020

Fonte: cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon(1996). *Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

Para este, o número de *lags* escolhido foi 1, de acordo com os critérios de informação obtidos no *lag length criteria* do VAR irrestrito. O modelo que mais se adequou, de acordo com princípio de Pantula³, foi o de inclusão de intercepto e ausência de tendência na equação de cointegração e inclusão de intercepto no VAR. De acordo com a saída do teste de cointegração de Johansen, na Tabela 13, o valor da estatística traço maior que o valor crítico a 5% de significância indica a existência de até 1 vetor de cointegração, ao contrário da estatística de máximo auto-valor, que não rejeita a hipótese nula da ausência de vetores de cointegração. De acordo com a literatura, as duas estatísticas são, em muitas ocasiões, díspares, adotando-se para este estudo o resultado da estatística traço.

Tabela 13 - Nacional: Teste de cointegração de Johansen.

Teste rank para cointegração não-restrita (estatística traço)

Vetor de cointegração	Autovalor	Estatística traço	Valor crítico 5%	Probabilidade**
Nenhum *	0.428416	58.47014	54.07904	0.0193
Máximo *	0.382550	36.65570	35.19275	0.0345
Máximo 2	0.252317	17.85156	20.26184	0.1038
Máximo 3	0.153763	6.511294	9.164546	0.1548

Teste rank para cointegração não-restrita (estatística máximo autovalor)

Vetor de cointegração	Autovalor	Estatística traço	Valor crítico 5%	Probabilidade**
Nenhum	0.428416	21.81444	28.58808	0.2863
Máximo	0.382550	18.80414	22.29962	0.1434
Máximo 2	0.252317	11.34027	15.89210	0.2276
Máximo 3	0.153763	6.511294	9.164546	0.1548

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: * Indica rejeição da hipótese nula a 5%. ** P-valor confrontado com MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

³ De acordo com Asteriou e Hall (2011), o princípio envolve a estimação dos modelos com componentes determinísticos, começando pelo mais restrito (apenas intercepto na equação de cointegração e sem componentes no VAR). Então, compara-se a estatística traço com o seu valor crítico, até o momento em que a hipótese nula de ausência de cointegração seja rejeitada, escolhendo-se assim o último modelo no qual a hipótese nula não tenha sido rejeitada.

Na primeira estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC), sem estabelecer restrições aos regressores e utilizando 1 *lag* em diferenças, os resultados não foram bons. Houve sinalização da existência de 1 vetor de cointegração para a variável LQFERT, mas as relações com as demais variáveis em VAR foram fracas e de pouca significância.

Para verificar a existência do vetor foi refeita a estimação impondo restrições para os vetores das equações das variáveis LPFERT, LIPR e LAREA, além do *lag* em diferença ter sido aumentando para 2, com os resultados descritos na Tabela 14. Desta vez, o termo de cointegração mostrou-se significativo a 5%, com coeficiente de -0,11, indicando que 11% da correção do desequilíbrio de curto-prazo é feita dentro do período de um ano, e dessa mesma forma nos anos subsequentes. Algumas variáveis passaram a ser significativas para a demanda por fertilizantes no curto-prazo, como as defasagens das variáveis LQFERT e LIPR, ambas no período de tempo justamente anterior, denominado (t-1). Já a defasagem de LIPR no instante t(-2), foi significativa ao nível de 10%. Os coeficientes de curto-prazo dessas três preditoras mostraram-se inelásticos, sendo de -0,33 para a própria demanda por fertilizantes, 0,49 para a defasagem de IPR no ano anterior, e 0,38 para a defasagem de IPR de 2 anos atrás. Ainda, o coeficiente negativo para a defasagem de LQFERT (-1) no curto-prazo pode estar vinculado à formação de estoques, desencorajando o produtor adquirir mais insumos naquele período de tempo. Ainda, a análise gráfica das raízes inversas do polinômio autoregressivo mostrou estarem todas dentro do círculo unitário, em módulo, garantindo estabilidade ao modelo.

Tabela 14 – Nacional: Modelo de correção de erros.

Eq de cointegração:	EqCoint1			
LQFERT(-1)	0,175405			
LPFERT(-1)	0,000000			
LIPR(-1)	0,000000			
LAREA(-1)	0,000000			
C	-3,152584			
Correção de erros:	D(LQFERT)	D(LP FERT)	D(LIPR)	D(LAREA)
CointEq1	-0,110569** (0,05567) [-1,98609]	0,019251 (0,08671) [0,22202]	-0,027354 (0,05145) [-0,53169]	-0,023960 (0,03080) [-0,77789]
D(LQFERT(-1))	-0,335961** (0,16611) [-2,02250]	0,074332 (0,25873) [0,28730]	0,194234 (0,15351) [1,26532]	-0,030655 (0,09190) [-0,33355]

D(LQFERT(-2))	-0,130125 (0,16577) [-0,78495]	0,208951 (0,25820) [0,80927]	-0,004202 (0,15319) [-0,02743]	0,179916** (0,09172) [1,96165]
D(LPFERT(-1))	-0,133982 (0,14455) [-0,92691]	0,040498 (0,22514) [0,17988]	0,150880 (0,13358) [1,12953]	0,147912*** (0,07997) [1,84953]
D(LPFERT(-2))	-0,137328 (0,15739) [-0,87253]	-0,243006 (0,24514) [-0,99129]	0,084264 (0,14545) [0,57935]	0,126759 (0,08708) [1,45569]
D(LIPR(-1))	0,497262* (0,21061) [2,36107]	0,238085 (0,32803) [0,72580]	-0,164284 (0,19463) [-0,84410]	0,226678** (0,11652) [1,94536]
D(LIPR(-2))	0,380403*** (0,23109) [1,64615]	-0,032077 (0,35993) [-0,08912]	-0,006837 (0,21355) [-0,03202]	0,043025 (0,12785) [0,33652]
D(LAREA(-1))	-0,124966 (0,37879) [-0,32991]	0,024875 (0,58999) [0,04216]	-0,385632 (0,35005) [-1,10166]	-0,282102 (0,20957) [-1,34607]
D(LAREA(-2))	0,496029 (0,33642) [1,47442]	-0,240838 (0,52399) [-0,45962]	0,094993 (0,31089) [0,30555]	-0,180651 (0,18613) [-0,97056]
R ²	0,290026	0,149993	0,110008	0,409599
R ² ajustado	0,094171	-0,084491	-0,135508	0,246729
SQR	0,548514	1,330645	0,468419	0,167901
Eq Erro-padrão	0,137529	0,214206	0,127092	0,076090
Estatística-F	1,480818	0,639672	0,448068	2,514890
Máx. Verossimilhança	26,60478	9,766864	29,60391	49,09772
AIC	-0,926567	-0,040361	-1,084416	-2,110406
SC	-0,538718	0,347488	-0,696567	-1,722557

Fonte: cálculos do autor.

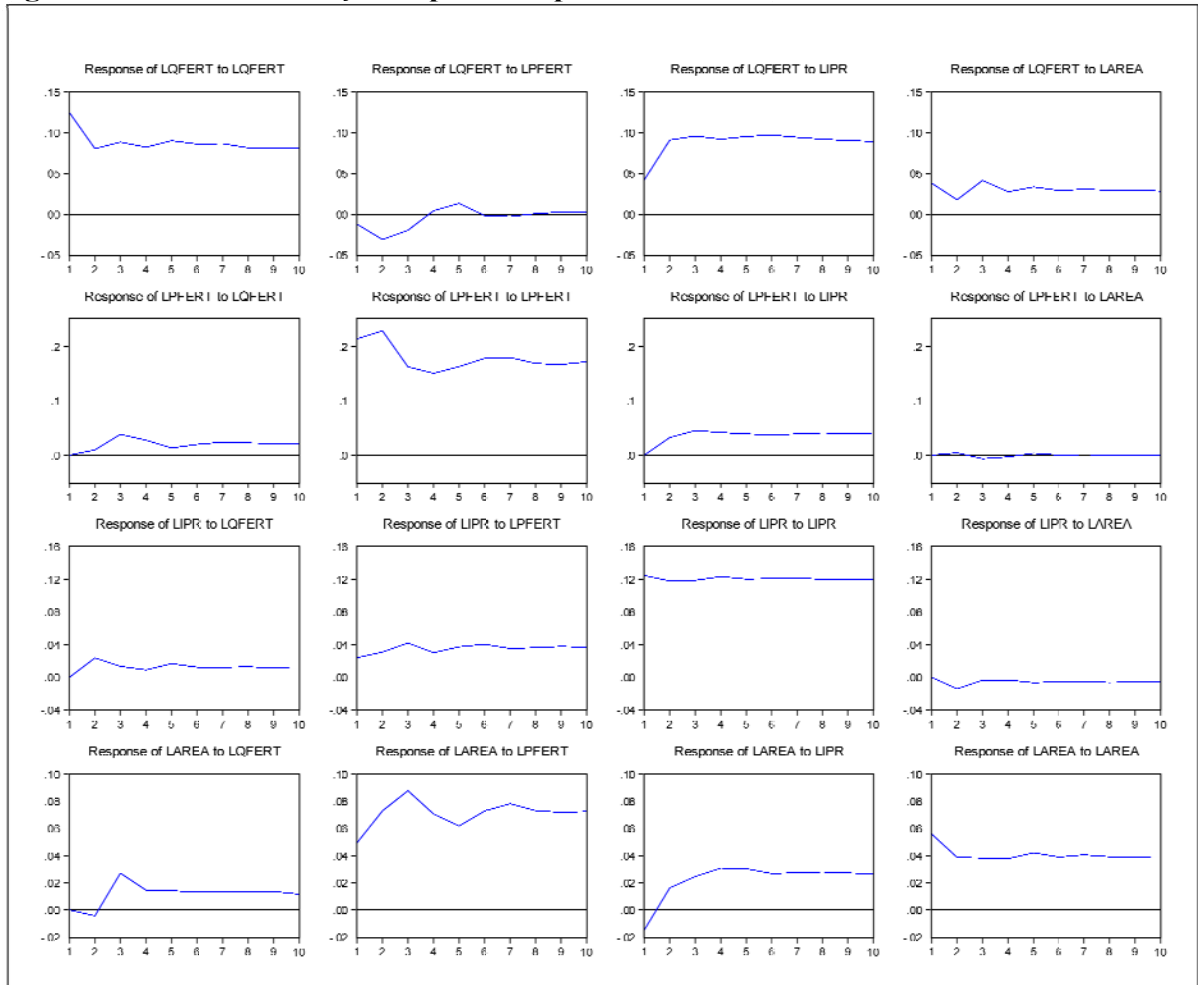
Notas: estatísticas t foram confrontadas com os valores críticos da distribuição t . *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%. Restrições na cointegração: B(1,2)=0, B(1,3)=0, B(1,4)=0. Convergência alcançada após 15 iterações.

A estimação do modelo com correção de erros permite ainda o estudo da função impulso-resposta, que retrata como uma variável responde, *ceteris paribus*, a um impulso em outra variável, ou seja, simula o comportamento das variáveis no tempo futuro frente a um choque positivo no termo de erro, também denominado de inovação. Dar-se-á mais atenção aos resultados referentes às variações na variável DLQFERT, objeto desse estudo. Os resultados estão demonstrados na Figura 3. Os efeitos sentidos pela demanda por fertilizantes

foram todos positivos e cujo efeito parece perdurar no decorrer dos anos. A exceção a esses efeitos positivos foi, como já esperado, a reação a um choque no preço do fertilizante, com um impacto negativo na demanda nos 4 primeiros anos. Após esse período parece haver uma reação positiva no consumo de fertilizantes, provavelmente devido a um movimento de reorganização do mercado de forma gradual. Já um choque positivo na demanda pelo insumo causa um efeito também positivo no preço, de acordo com a relação econômica esperada.

A decomposição de Cholesky, por decompor a matriz simétrica em uma matriz triangular inferior e sua transposta, exige que o ordenamento das variáveis na função impulso-resposta seja da mais exógena até a mais endógena, uma vez que os efeitos serão acumulados, optando-se assim pela seguinte sequência: DLPFERT, DLIPR, DLAREA e DLQFERT. A análise gráfica parece confirmar o preço do fertilizante como a variável menos endógena do modelo, lembrando o fato do insumo ser em grande parte importado, sendo que apenas o seu próprio impacto é capaz de causar algum efeito mais significativo nos anos subsequentes. A renda recebida pelo agricultor, LIPR, a segunda “menos endógena”, também parece sofrer de forma mais branda com os impactos das demais variáveis, havendo uma resposta mais forte apenas para seu próprio impulso, com efeito de longa duração. Cabe ainda ressaltar o efeito positivo na variável área frente a um choque no preço do insumo. Isso vem a corroborar o fato de o agricultor trocar investimentos em fertilizante (frente a um aumento no seu preço) por um aumento na área cultivada, obtendo assim queda na sua produtividade mas também um aumento (ou manutenção) no *quantum* de sua produção agrícola.

Figura 3 – Nacional: Função impulso-resposta.



Fonte: Cálculos do autor.

Por fim, a decomposição da variância permite uma interpretação de quanto a variância de uma variável está relacionada com as variações dela mesma e com a variação de outras variáveis. Analisando a Tabela 15, pode-se verificar que 82,1% da variância de LQFERT no primeiro ano é referente à variação dela mesma, enquanto que 9,4% são referentes à variação de LIPR e outros 7,7% à LAREA. Entretanto, no segundo ano, a relevância da variável LIPR cresce para 28,8%, refletindo a importância da variação da renda sobre a variância do erro da demanda por fertilizante, sendo que esse efeito tende a aumentar à medida que os períodos avançam.

Tabela 15 - Nacional: Decomposição da variância.

LQFERT:					
Período	Erro-padrão	LQFERT	LPFERT	LIPR	LAREA
1	0,137529	82,10385	0,785425	9,407712	7,703016
2	0,186905	62,92770	3,162298	28,85107	5,058930
3	0,232524	55,11859	2,759984	35,68509	6,436335
4	0,264747	52,19191	2,154275	39,60789	6,045924
5	0,297769	50,44262	1,900755	41,60608	6,050541
6	0,326159	49,01001	1,586379	43,57168	5,831936
7	0,351815	48,20169	1,370611	44,65599	5,771709
8	0,373826	47,43557	1,214237	45,61207	5,738131
9	0,394304	46,90735	1,096122	46,26974	5,726793
10	0,413184	46,52017	1,000625	46,79759	5,681620
LPFERT:					
Período	Erro-padrão	LQFERT	LPFERT	LIPR	LAREA
1	0,214206	0,000000	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,315313	0,094321	98,81502	1,071557	0,019101
3	0,359925	1,222933	96,32146	2,410576	0,045031
4	0,393427	1,519310	95,27945	3,157599	0,043642
5	0,427922	1,378241	95,07570	3,502473	0,043582
6	0,465493	1,345640	95,02141	3,596114	0,036837
7	0,501068	1,390757	94,85952	3,717177	0,032551
8	0,530866	1,417202	94,63807	3,915671	0,029061
9	0,558396	1,429557	94,49575	4,048369	0,026323
10	0,585958	1,421701	94,44028	4,114091	0,023925
LIPR:					
Período	Erro-padrão	LQFERT	LPFERT	LIPR	LAREA
1	0,127092	0,000000	3,496309	96,50369	0,000000
2	0,178264	1,753683	4,761378	92,83754	0,647394
3	0,218685	1,538232	6,837460	91,16621	0,458097
4	0,253066	1,270939	6,528402	91,83955	0,361106
5	0,283241	1,359744	6,939518	91,35590	0,344838
6	0,310961	1,285115	7,446478	90,94927	0,319137
7	0,335997	1,228225	7,476161	90,99905	0,296568
8	0,358932	1,204109	7,571107	90,93224	0,292544
9	0,380458	1,159654	7,724485	90,83126	0,284598
10	0,400644	1,118664	7,807626	90,79356	0,280156
LAREA:					
Período	Erro-padrão	LQFERT	LPFERT	LIPR	LAREA
1	0,076090	0,000000	42,26222	3,679405	54,05838
2	0,113639	0,146112	60,22075	3,720247	35,91289
3	0,153126	3,213900	66,09751	4,630475	26,05811
4	0,176182	3,117192	66,04138	6,559726	24,28171
5	0,194354	3,106975	64,37897	7,836737	24,67731
6	0,213240	2,952838	65,12515	8,091583	23,83043
7	0,232730	2,796613	65,97026	8,184900	23,04822
8	0,249056	2,731675	66,23773	8,424240	22,60635
9	0,263924	2,702599	66,39316	8,568624	22,33561
10	0,278012	2,610474	66,62927	8,631426	22,12883

Fonte: Cálculos do autor.

Chama atenção o pequeno impacto da variável preço na variância do erro da demanda, com pico de 3,16% na parcela de explicação quando do segundo ano. Fraco também é o impacto que as variações nas demais preditoras causam na variância de LPFERT, confirmando o caráter menos endógeno da variável preço – a totalidade da sua variância é explicada pela própria variação de LPFERT no primeiro período de tempo, número que baixa levemente para 95% transcorridos 3 anos. Relação semelhante verificou-se para a variável LIPR. Para a decomposição de LAREA, já no primeiro período a variância de seu erro é explicada em 54,05% pela sua própria variação, e em outros 42,26% pela variação em LPFERT, resgatando os resultados da causalidade de Granger e da função impulso-resposta. Para constar, a sequência das variáveis na decomposição de Cholesky foi a mesma utilizada para a função impulso-resposta: LPFERT, LIPR, LAREA e LQFERT.

Portanto, acerca da demanda nacional por fertilizantes, os resultados parecem estar de acordo o esperado e encontrado na literatura nacional. Para a estimação por MQO, em nível, os sinais das preditoras preço do fertilizante, IPR e área foram coerentes, e as variáveis foram todas significativas ao nível de 1%. A elasticidade-preço da demanda, de valor -0,99, corrobora a inelasticidade de curto prazo já relatada nos trabalhos brasileiros, além de ter sustentação em trabalhos internacionais – Gunjal (1980) obteve o mesmo coeficiente para os Estados Unidos. A variável de crédito rural apresentou sinal negativo, resultado já encontrado por Profeta e Braga (2009), e acabou não sendo significativa. A trajetória do mercado de fertilizantes no Brasil mostra que o crédito rural foi essencial para o início e estabelecimento da demanda pelo insumo no Brasil. Entretanto, essa variável parece ter perdido o poder de determinação a partir das instabilidades macroeconômicas da década de 1980, quando a oferta de crédito foi reduzida drasticamente, ao passo que o produtor rural passou a ser financiado por agentes privados, principalmente a partir da década de 1990. Prova disso é que a variável crédito apresentou-se significativa nos trabalhos brasileiros principalmente da década de 1970, mas não significativo neste e no último trabalho para o qual se há referência no Brasil.

A análise de cointegração apontou para a existência da relação de longo-prazo. O coeficiente de correção do desequilíbrio em -0,11%, sendo portanto 11% do desequilíbrio corrigido dentro do primeiro ano, e assim sucessivamente para os próximos períodos. Cibantos (1972) encontrou fator de correção de 10% em seu estudo para o Brasil, pouco abaixo do valor mínimo encontrado por Carmo (1982), que variou entre 21% e 66% para diversos modelos. Já as elasticidades de curto-prazo da demanda encontradas no modelo com correção de erros foram significativas estatisticamente apenas para as variáveis defasadas preço e IPR, ambas em $t(-1)$, e IPR em $t(-2)$, todas inelásticas com valores de -0,33, 0,49 e

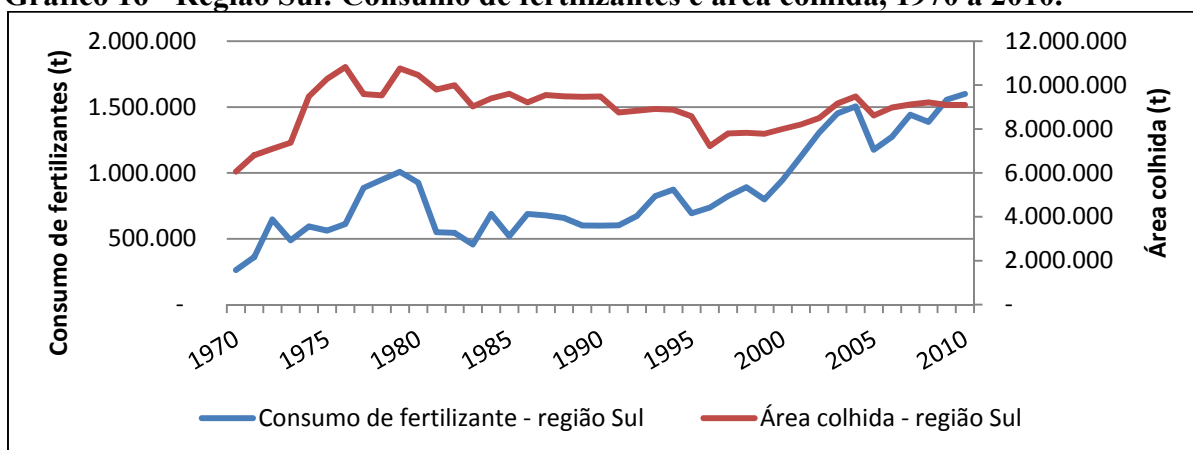
0,38, respectivamente. Ainda, as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, bem como a matriz de correlação, reforçaram a influência da renda e da área colhida na determinação no consumo de fertilizantes, talvez de forma mais relevante que o preço do próprio bem.

4.2 Análise dos determinantes da demanda por fertilizantes nas regiões brasileiras

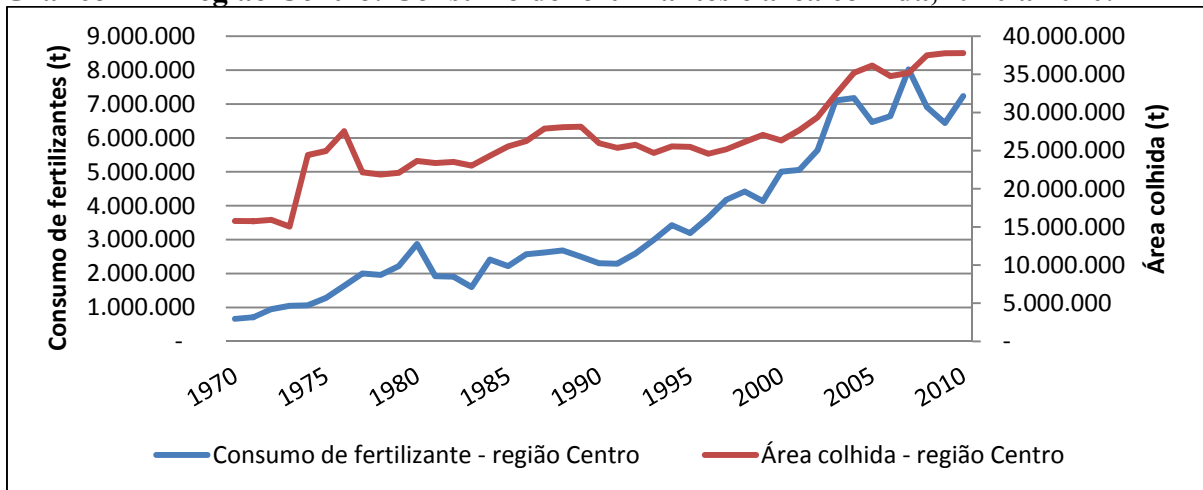
A seguir, proceder-se-ão os estudos das elasticidades da demanda por fertilizantes para as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, trabalhando com duas variáveis regionalizadas: a própria demanda por fertilizantes e a área colhida das 13 culturas mais relevantes na utilização desse insumo. O período de abrangência também será de 1970 a 2010. As variáveis QFERTSUL e AREASUL correspondem ao consumo e à área colhida da região Sul, respectivamente. De forma análoga, QFERTCENTRO e AREACENTRO para a região Centro, e QFERTNOR e AREANOR para a região Norte/Nordeste.

O estudo de forma regionalizada não se justifica apenas pelo fato de o Brasil ser um país de dimensões continentais, exigindo dos agentes de mercado comportamentos diferentes de acordo com o local de atuação, mas também pela discrepância dos valores entre a região Centro e as demais. A análise dos gráficos 16, 17 e 18 deixa clara a diferença das magnitudes, com a região Centro possuindo uma área colhida mais de quatro vezes maior que a região Sul, e 3,35 vezes maior que a região Norte/Nordeste. Isso reflete no montante de fertilizantes consumidos, da ordem de 7,2 milhões de toneladas na região Centro, valor 4,52 vezes maior que a região meridional e 5,55 vezes maior que a setentrional.

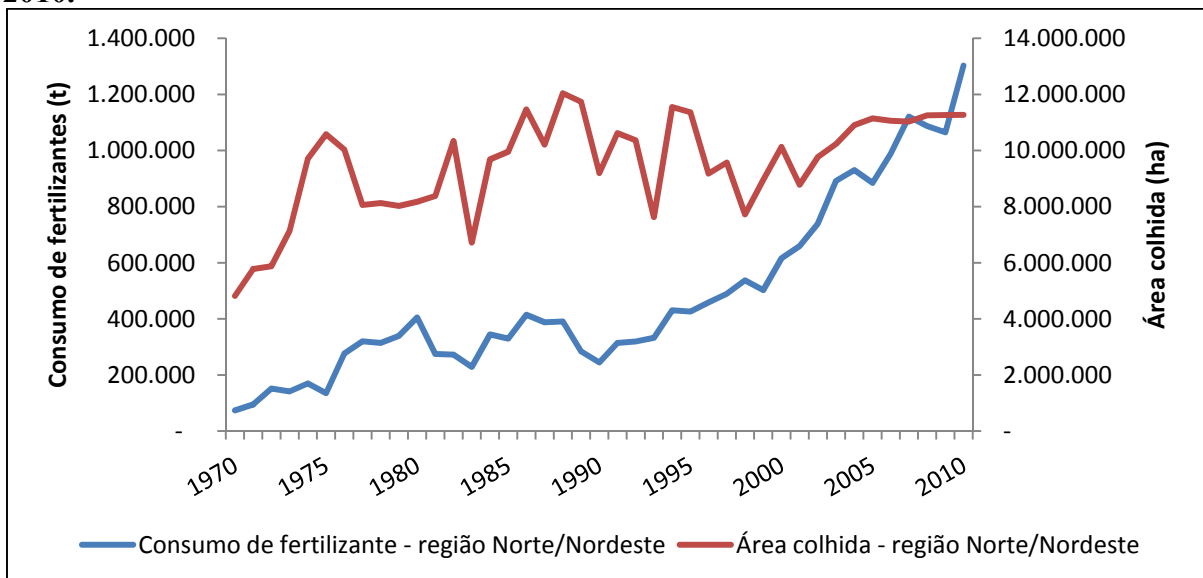
Gráfico 16 - Região Sul: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.



Fonte: Anuários ANDA e IPEADATA (2011).

Gráfico 17 - Região Centro: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.

Fonte: Anuários ANDA e IPEADATA (2011).

Gráfico 18 - Região Norte/Nordeste: Consumo de fertilizantes e área colhida, 1970 a 2010.

Fonte: Anuários ANDA e IPEADATA (2011).

A Tabela 16 apresenta os resultados da matriz de correlação das variáveis. Como esperado, a demandada por fertilizantes nas três regiões possui correlação negativa com PFERT e positiva com IPR, com valores muito próximos para as três regiões. Verifica-se forte relação entre a área colhida e a demanda por fertilizantes para as regiões Centro e Norte/Nordeste, enquanto que para a região Sul a relação também é positiva, mas em menor monta. Uma explicação plausível seria de que, para a região Centro, a mais capitalizada e mais intensiva no uso do fertilizante no país, é natural que se mantenham níveis de adubação acima da média, inclusive quando há expansão da área colhida. Importante lembrar que a região Centro, neste estudo, engloba também a área do cerrado do oeste do país, onde a

expansão da fronteira agrícola faz-se com alta tecnologia e intensiva adubação. Já para a correlação entre QFERTNOR e AREANOR, frente à natureza dos solos na região, por vezes mais pobres em nutrientes, a expansão da área colhida vem obrigatoriamente acompanhada de expansão proporcional na quantidade de insumo demandada. Ainda, a região Sul apresentou relação positiva e relevante (0,70) da variável área com o preço do insumo, ao passo que a região Centro apresentou relação correlação negativa, porém de baixa magnitude (-0,10). Já para a região Norte essa relação ficou em 0,07, muito próximo do valor encontrado para o estudo nacional, de 0,03.

Tabela 16 - Regiões: Matriz de correlação entre consumo de fertilizante, preço, IPR e área colhida.

	QFERTSUL	PFERT	IPR	AREASUL	CR
QFERTSUL	1,0000	-0,2971	0,4866	0,1715	-0,1313
PFERT	-0,2971	1,0000	0,2278	0,7005	0,6682
IPR	0,4866	0,2278	1,0000	0,5304	0,3575
AREASUL	0,1715	0,7005	0,5304	1,0000	0,7506
CR	-0,1313	0,6682	0,3575	0,7506	1,0000

	QFERTCENTRO	PFERT	IPR	AREACENTRO	CR
QFERTCENTRO	1,0000	-0,4288	0,3768	0,8775	-0,2537
PFERT	-0,4288	1,0000	0,2278	-0,1055	0,6682
IPR	0,3768	0,2278	1,0000	0,4326	0,3575
AREACENTRO	0,8775	-0,1055	0,4326	1,0000	0,0272
CR	-0,2537	0,6682	0,3575	0,0272	1,0000

	QFERTNOR	PFERT	IPR	AREANOR	CR
QFERTNOR	1,0000	-0,3659	0,4045	0,5355	-0,1557
PFERT	-0,3659	1,0000	0,2278	0,0782	0,6682
IPR	0,4045	0,2278	1,0000	0,3457	0,3575
AREANOR	0,5355	0,0782	0,3457	1,0000	0,1877
CR	-0,1557	0,6682	0,3575	0,1877	1,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Quanto à verificação da estacionariedade das séries, a Tabela 17 apresenta os resultados para o teste de raiz unitária ADF e DF-GLS das variáveis regionalizadas em seus logaritmos. Apesar de algumas variáveis terem rejeitado a hipótese nula no teste ADF, todas indicaram ausência de estacionariedade no teste DF-GLS, mais robusto que o primeiro. Portanto, aplicou-se a primeira diferença às séries, garantindo estacionariedade em todas para ambos os testes, com resultados na Tabela 18.

Tabela 17 – Regiões: Teste de raiz unitária para consumo de fertilizante e área colhida.

	ADF	DF-GLS
LQSUL	-3,3278***	-2,6995
LAREASUL	-3,4965**	-2,0711
LQCENTRO	-3,1122	-2,5817
LAREACENTRO	-2,8064	-2,5874
LQNOR	-3,3047***	-2,5561
LAREANOR	-4,0472*	-2,4066

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon(1996).*Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

Tabela 18 – Regiões: Teste de raiz unitária em primeira diferença (Δ) para consumo de fertilizante e área colhida.

	ADF	DF-GLS
Δ LQSUL	-7,0225*	-6,7746*
Δ LAREASUL	-5,9031*	-5,7275*
Δ LQCENTRO	-7,1317*	-7,4021*
Δ LAREACENTRO	-6,3976*	-6,7910*
Δ LQNOR	-6,7018*	-7,4131*
Δ LAREANOR	-5,645*	-7,5343*

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon(1996).*Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

O estudo da causalidade Granger para cada uma das três regiões, encontrado na seção de anexos deste trabalho, apontou resultados muito semelhantes àqueles encontrados para o teste em nível nacional. Obviamente, a relação de causalidade entre IPR e CR já encontrada para o estudo nacional, também o foi verificada para o estudo regional, uma vez que essas variáveis não foram regionalizadas. Para a região Sul em específico, rejeitou-se a hipótese nula de que CR não causa QFERTSUL no sentido de Granger, indicando que valores passados de CR auxiliam na composição da demanda pelo insumo. Essa relação era esperada quando da escolha dos possíveis determinantes da demanda na seção de metodologia, entretanto a relação perdeu força no decorrer do estudo diante das diversas desqualificações do CR como preditora. Para a região Centro, verificou-se que QFERTCENTRO Granger-causa AREACENTRO, QFERTCENTRO Granger-causa PFERT, e que AREACENTRO Granger-causa PFERT. A primeira dessas três causalidades também foi verificada para o estudo nacional, retomando a idéia que o produtor rural tenda a transferir o comportamento do consumo de fertilizantes realizado no ano anterior para o planejamento da área colhida no período seguinte. A segunda causalidade é a de aplicação mais direta, com a demanda por

fertilizantes em períodos anteriores influenciando o preço do bem, corroborando a teoria econômica. A última causalidade da região Centro, de que a área cultivada causa o preço do fertilizante no sentido de Granger, também foi encontrada para a região Norte/Nordeste, substituindo para AREACENTRO por AREANOR na relação. Lembrando que o produtor rural, em uma situação de aumento no preço do insumo, por exemplo, pode optar por diminuir a demanda pelo bem e aumentar a área colhida, de forma a manter a produção agrícola em mesmo nível.

A modelagem das equações regionalizadas com as variáveis em seus logaritmos apontou para situação semelhante àquela obtida para a demanda nacional: a estimação dos três modelos na forma mais geral, quais sejam (11), (12) e (13), apontou para a não significância do coeficiente da variável crédito rural, conforme resultados da Tabela 19. Assim, procedeu-se a estimação dos modelos (14), (15) e (16), todos sem a variável CR, com resultados na Tabela 20.

$$QFERTSUL_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LAREASUL_{(t)} + \beta_4 LCR_{(t)} + \mu \quad (11)$$

$$QFERTCENTRO_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LARECENTRO_{(t)} + \beta_4 LCR_{(t)} + \mu \quad (12)$$

$$QFERTNOR_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LARENOR_{(t)} + \beta_4 LCR_{(t)} + \mu \quad (13)$$

$$QFERTSUL_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LAREASUL_{(t)} + \mu \quad (14)$$

$$QFERTCENTRO_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LARECENTRO_{(t)} + \mu \quad (15)$$

$$QFERTNOR_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 LPFERT_{(t)} + \beta_2 LIPR_{(t)} + \beta_3 LARENOR_{(t)} + \mu \quad (16)$$

Tabela 19 – Regiões: resultados da estimação por MQO.

Variáveis	REGIÃO SUL (11)			REGIÃO CENTRO (12)			REGIÃO NORTE/NORDESTE (13)		
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatístico a-t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatístico a-t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatístico a-t
C	-19,3980	7,9323	-2,4454*	-20,8075	2,5846	-8,0503*	-17,7897	4,5262	-3,9303*
LPFERT	-1,0017	0,2399	-4,1754*	-0,8924	0,1588	-5,6186*	-1,3443	0,2838	-4,7359*
LIPR	1,0140	0,3119	3,2510*	1,0204	0,2140	4,7670*	1,9002	0,3659	5,1925*
LAREA	2,3603	0,6845	3,4480*	2,1277	0,1569	13,5545*	1,5329	0,2901	5,2831*
LCR	-0,1478	0,1595	-0,9262	-0,0112	0,1008	-0,1115	0,1840	0,1845	0,9977*
Nº observações	41			41			41		
Prob F	0,0000			0,0000			0,0000		
Log máx. veross.	-1,3526			13,3587			-11,3171		
AIC	0,3098			-0,4077			0,7959		
R ²	0,6255			0,9287			0,7747		

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas *t* foram confrontadas com os valores críticos da distribuição *t*. *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%.

Tabela 20 – Regiões: resultados da estimação por MQO (sem CR).

Variáveis	REGIÃO SUL (14)			REGIÃO CENTRO (15)			REGIÃO NORTE/NORDESTE (16)		
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t
C	-17,8063	7,7291	-2,3038*	-20,9185	2,3529	-8,8902*	-15,9968	4,154	-3,508*
LPFERT	-1,1029	0,2132	-5,1732*	-0,9058	0,1025	-8,829*	-1,1304	0,186	-6,0758*
LIPR	1,023	0,3111	3,2875*	1,0164	0,2081	4,883*	1,9704	0,3591	5,4868*
LAREA	2,081	0,6133	3,3927*	2,1255	0,1536	13,835*	1,5737	0,2872	5,4785*
Nº observações	41			41			41		
Prob F	0			0			0		
Log máx. veross.	-1,8354			13,3516			-11,8763		
AIC	0,2846			-0,4561			0,7744		
R ²	0,6166			0,9287			0,7685		
White - F	F(3,37) = [0,6243]			F(3,37) = [0,2585]			F(3,37) = [0,0974]		
White (χ^2)	[0,5983]			[0,2431]			[0,0956]		
BG - F	F(2,35) = [0,0033]			F(1,36) = [0,0648]			F(1,36) = [0,0014]		

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas *t* foram confrontadas com os valores críticos da distribuição *t*. *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%.

O estudo das elasticidades das equações (14), (15) e (16) apresentou similaridades em relação ao modelo nacional. A elasticidade-preço da demanda ficou perto da unidade para as regiões Sul (-1,10), Centro (-0,90) e Norte/Nordeste (-1,13), estando a nacional (-0,99) bem próxima a um valor médio. Em relação à renda recebida pelo agricultor, os coeficientes foram todos elásticos, com destaque para o resultado da região Norte/Nordeste de 1,97, contrário ao coeficiente inelástico encontrado para a demanda nacional (0,96). Assim como para LIPR, os coeficientes de LAREA apresentaram-se acima da unidade, com valores de 2,08, 2,12 e 1,57 para as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, respectivamente, ao passo que o resultado encontrado para o modelo nacional fora de 2,31. Novamente há indícios de quebra nos resíduos, entretanto optou-se pela não inclusão de variáveis *dummy* pelos mesmos motivos do modelo a nível de Brasil.

Como visto anteriormente, as séries regionalizadas são não estacionárias em nível, procedendo-se a primeira diferença portanto. De acordo com a metodologia proposta por Engle-Granger, a análise de cointegração só é possível caso o resíduo da regressão em nível de variáveis com ordem de integração 1 seja estacionário em nível, ou seja, com ordem de integração 0. A Tabela 21 traz o resultado do teste ADF para os resíduos das equações (14), (15) e (16), todos garantindo a existência de cointegração e proporcionando o estudo da dinâmica dos modelos.

Tabela 21 – Regional: Teste de raiz unitária do resíduo.

	ADF em nível	
	Estat t	P-valor
Resíduo Sul (14)	-3,6337	0,0006
Resíduo Centro (15)	-4,5748	0,0000
Resíduo Norte/Nordeste (16)	-4,0839	0,0136

Fonte: cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon (1996). *Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%.

***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

Para a inclusão do vetor de cointegração em modelos multivariados, recorreu-se à metodologia de Johansen. O *lag length criteria* obtido na VAR irrestrito apontou para utilização de 1 *lag* nos modelos das três regiões, e a estatística traço indicou um modelo com a inclusão de intercepto e ausência de tendência na equação de cointegração, e com a inclusão de intercepto no VAR. Ainda, para a estimação dos resultados, impôs-se restrições para os vetores das equações das variáveis LPFERT, LIPR, LAREASUL, LAREACENTRO e LAREANOR. A análise gráfica das raízes inversas do polinômio autoregressivo para os três modelos mostrou estarem todas circunscritas ao círculo unitário, garantindo estabilidade ao modelo.

O resultado da cointegração de Johansen para a região Sul apontou para significância estatística do vetor de correção de erros, que teve coeficiente de 0,35, conforme a Tabela 22. Este valor indica que 35% do desequilíbrio da demanda é corrigido dentro de 1 ano, e assim sucessivamente. O único coeficiente de variável preditora da demanda a ser significativo, ao nível de 10%, foi o da variável defasada LIPR para o período de tempo justamente anterior ($t-1$), com valor de 0,46 e, portanto, inelástico.

Tabela 22 – Região Sul: Modelo de correção de erros.

Eq. de cointegração:	CointEq1
LQFERTSUL(-1)	-0.406945
LPFERT(-1)	0.000000
LIPR(-1)	0.000000
LAREASUL(-1)	0.000000
C	5.617360
Correção de erros:	D(LQFERTSUL) D(LPFERT) D(LIPR) D(LAREASUL)

CointEq1	0.350589*** (0.18073) [1.93983]	-0.002103 (0.19960) [-0.01054]	0.146606 (0.10986) [1.33446]	0.038696 (0.06367) [0.60772]
D(LQFERTSUL(-1))	-0.171311 (0.15815) [-1.08318]	-0.058563 (0.17467) [-0.33529]	0.097815 (0.09614) [1.01744]	0.015249 (0.05572) [0.27367]
D(LPFERT(-1))	-0.241975 (0.17755) [-1.36284]	-0.008140 (0.19609) [-0.04151]	-0.008297 (0.10793) [-0.07687]	0.107012*** (0.06255) [1.71072]
D(LIPR(-1))	0.464296*** (0.27244) [1.70419]	0.313126 (0.30089) [1.04068]	-0.100920 (0.16561) [-0.60938]	0.169107*** (0.09598) [1.76181]
D(LAREASUL(-1))	0.366492 (0.50473) [0.72611]	0.346868 (0.55743) [0.62227]	0.362026 (0.30681) [1.17995]	-0.076188 (0.17782) [-0.42845]
R ²	0.199907	0.043229	0.140163	0.186643
R ² ajustado	0.105778	-0.069333	0.039005	0.090954
SQR	1.231672	1.502271	0.455114	0.152878
Eq Erro-padrão	0.190330	0.210201	0.115697	0.067055
Estatística-F	2.123762	0.384045	1.385591	1.950511
Máx. Verossimilhança	12.03758	8.164780	31.45139	52.72411
AIC	-0.360902	-0.162296	-1.356481	-2.447390
SC	-0.147624	0.050981	-1.143204	-2.234113
R ²	0.038185	0.001399	0.014152	0.007427
R ² ajustado	0.201273	0.203272	0.118021	0.070330

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas *t* foram confrontadas com os valores críticos da distribuição *t*. *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%. Restrições na cointegração: B(1,2)=0, B(1,3)=0, B(1,4)=0. Convergência alcançada após 3 iterações.

Já para a região Centro, a primeira estimação do modelo VEC não apresentou termo de correção estatisticamente significativo. Assim, expandiu-se o número de *lags* para dois, havendo melhora considerável dos resultados. Os resultados, arrolados na Tabela 23, apresentaram correção de 13% do desequilíbrio a cada ano, valor próximo aos 11% da correção para o modelo nacional. Ademais, foram significativas em relação à demanda por fertilizantes as variáveis defasadas LQFERTCENTRO e LIPR, ambas referentes ao período justamente anterior, com elasticidades de -0,38 e 0,48, respectivamente. O coeficiente negativo para a variável LQFERTCENTRO é similar ao encontrado para a também defasada LQFERT no estudo do VEC nacional, que por sua vez apresentou valor de -0,33. Por representar uma elasticidade de curto-prazo, a relação negativa para a própria série pode se

dar em virtude de movimentos de reorganização dos preços do mercado frente a aumento na procura pelo bem. Movimento similar ocorreu para a relação entre a defasada LAREACENTRO e a defasada LAREACENTRO em t-1, com coeficiente de -0,45.

Tabela 23 – Região Centro: Modelo de correção de erros.

Eq de cointegração:	CointEq1			
LQFERTCENTRO(-1)	0.207043			
LPFERT(-1)	0.000000			
LIPR(-1)	0.000000			
LAREACENTRO(-1)	0.000000			
C	-3.530667			
Correção de erros:	D(LQFERTCENTRO)	D(LPFERT)	D(LIPR)	D(LAREACENTRO)
CointEq1	-0.137593** (0.06337) [-2.17121]	-0.027025 (0.09066) [-0.29808]	-0.060482 (0.05609) [-1.07824]	-0.043021 (0.03931) [-1.09445]
D(LQFERTCENTRO(-1))	-0.384268** (0.17564) [-2.18779]	0.235733 (0.25129) [0.93811]	0.134915 (0.15547) [0.86780]	0.023211 (0.10895) [0.21304]
D(LQFERTCENTRO(-2))	-0.168709 (0.17337) [-0.97312]	0.045548 (0.24803) [0.18363]	-0.043909 (0.15346) [-0.28613]	0.053897 (0.10754) [0.50118]
D(LPFERT(-1))	-0.177405 (0.16068) [-1.10408]	0.212220 (0.22988) [0.92317]	0.137183 (0.14223) [0.96455]	0.188184*** (0.09967) [1.88810]
D(LPFERT(-2))	-0.194058 (0.17514) [-1.10799]	-0.060218 (0.25057) [-0.24032]	0.156952 (0.15503) [1.01242]	0.127652 (0.10864) [1.17501]
D(LIPR(-1))	0.482749** (0.21974) [2.19687]	0.141116 (0.31438) [0.44887]	-0.170574 (0.19450) [-0.87697]	0.239664*** (0.13630) [1.75831]
D(LIPR(-2))	0.312389 (0.23991) [1.30213]	0.068662 (0.34322) [0.20005]	-0.013843 (0.21235) [-0.06519]	0.099920 (0.14881) [0.67146]
D(LAREACENTRO(-1))	0.344054 (0.36841) [0.93388]	-0.650225 (0.52708) [-1.23365]	-0.325443 (0.32610) [-0.99800]	-0.454530** (0.22852) [-1.98901]
D(LAREACENTRO(-2))	0.478903 (0.35578)	-0.634546 (0.50900)	-0.269971 (0.31491)	-0.051932 (0.22068)

	[1.34607]	[-1.24665]	[-0.85729]	[-0.23532]
R ²	0.260295	0.212280	0.103176	0.309859
R ² ajustado	0.056239	-0.005022	-0.144224	0.119475
SQR	0.602469	1.233137	0.472015	0.231802
Eq Erro-padrão	0.144135	0.206209	0.127579	0.089405
Estatística-F	1.275605	0.976891	0.417042	1.627548
Máx. Verossimilhança	24.82214	11.21280	29.45863	42.97003
AIC	-0.832744	-0.116463	-1.076770	-1.787896
SC	-0.444895	0.271386	-0.688920	-1.400047
R ²	0.053464	-0.000380	0.012733	0.022745
R ² ajustado	0.148367	0.205693	0.119268	0.095277

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas *t* foram confrontadas com os valores críticos da distribuição *t*. *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%. Restrições na cointegração: B(1,2)=0, B(1,3)=0, B(1,4)=0. Convergência alcançada após 11 iterações.

Por último, a análise da dinâmica de curto-prazo da região Norte/Nordeste com *lag* 1 apresentou termo de correção de erros estatisticamente significativo, com 14% da correção do desequilíbrio ocorrendo a cada ano. Ainda, mostraram-se significativos e inelásticos os coeficientes defasados de LPFERT e LIPR, ambos para *t*-1, com valores de -0,31 e 0,58, respectivamente, de acordo com os sinais esperados (relação negativa da demanda para com o preço, e positiva para com a renda do produtor), conforme a Tabela 24.

Tabela 24 – Região Norte/Nordeste: Modelo de correção de erros.

Eq.de cointegração:	CointEq1			
LQFERTNOR(-1)	-0.609401			
LPFERT(-1)	0.000000			
LIPR(-1)	0.000000			
LAREANOR(-1)	0.000000			
C	8.352321			
Correção de erros:	D(LQFERTNOR)	D(LPFERT)	D(LIPR)	D(LAREANOR)
CointEq1	0.149368* (0.04807) [3.10744]	0.008216 (0.05728) [0.14343]	0.055450** (0.03155) [1.75725]	0.044166 (0.04091) [1.07952]
D(LQFERTNOR(-1))	-0.282379*** (0.15525) [-1.81881]	0.007277 (0.18501) [0.03933]	0.072901 (0.10192) [0.71528]	-0.099172 (0.13214) [-0.75048]
D(LPFERT(-1))	-0.318434** (0.15234) [-2.09035]	0.043750 (0.18153) [0.24100]	0.081629 (0.10000) [0.81627]	0.246520*** (0.12966) [1.90130]

D(LIPR(-1))	0.588689** (0.26693) [2.20537]	0.272239 (0.31810) [0.85584]	-0.165483 (0.17523) [-0.94436]	0.394174*** (0.22720) [1.73493]
D(LAREANOR(-1))	-0.137434 (0.18060) [-0.76101]	0.022753 (0.21521) [0.10572]	-0.178423 (0.11855) [-1.50500]	-0.369835* (0.15371) [-2.40602]
R ²	0.312276	0.032961	0.129466	0.310556
R ² ajustado	0.231367	-0.080809	0.027051	0.229445
SQR	1.069230	1.518393	0.460776	0.774595
Eq Erro-padrão	0.177336	0.211326	0.116414	0.150938
Estatística-F	3.859609	0.289715	1.264127	3.828774
Máx. Verossimilhança	14.79554	7.956624	31.21030	21.08143
AIC	-0.502335	-0.151622	-1.344118	-0.824689
SC	-0.289058	0.061655	-1.130841	-0.611412
R ²	0.067122	0.001399	0.014152	0.017137
R ² ajustado	0.202272	0.203272	0.118021	0.171948

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas t foram confrontadas com os valores críticos da distribuição t . *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%. ***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%. Restrições na cointegração: B(1,2)=0, B(1,3)=0, B(1,4)=0. Convergência alcançada após 7 iterações.

Os gráficos da função impulso-resposta para as equações (14), (15) e (16) encontram-se na seção de anexos. A ordem da decomposição de Cholesky segue a lógica já adotada anteriormente, com o preço do fertilizante sendo a variável mais exógena e a demanda por fertilizantes sendo a mais endógena. Comparando as funções para as três regiões, verificaram-se muitas similaridades. Os impactos na demanda por fertilizantes advindos de choques nas demais foram iguais para todos, sendo: positivo frente a choques na própria demanda, inerte a choques no preço do insumo, positivo frente a choques em IPR e leve impacto positivo nos dois primeiros períodos para inovações na área colhida. A exceção ficou com a região Sul, que apresentou impacto positivo e considerável proveniente de choques em LAREASUL.

O preço do fertilizante confirmou seu caráter exógeno, sendo afetado apenas por choques em si mesmo, com exceção, novamente, para a região Sul, onde LIPR e LAREASUL tiveram leve impacto positivo em LPFERTSUL. Assim como verificado para o estudo nacional, a variável área colhida demonstrou impacto positivo e relevante frente a choques em LPFERT para os três modelos, reforçando a possibilidade do produtor aumentar ou diminuir sua área frente a oscilações no preço do insumo.

A exemplo da função impulso-resposta, as tabelas com os resultados da decomposição da variância para as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste também estão

alocadas na seção de anexos. Em relação à LQFERTNOR sua variância é afetada, no 1º período, principalmente pela sua própria variação, na ordem de 77%. Entretanto, no período seguinte, esse valor cai para 56%, cedendo espaço para as variações nas variáveis PFERT, em 12,2%, e LIPR, em 26%, havendo ainda uma pequena parcela advinda de LAREANOR no segundo período, de 4,5%. Nesse contexto, há diferenças em relação às demais regiões. Para LQFERTSUL, a sua própria variação e LIPR também compõem de forma significativa a variância da demanda pelo insumo, entretanto a variável área possui peso significativo no terceiro período, de 18%, diferente do verificado na região Norte/Nordeste. Já para a região Centro, a variância da demanda é composta quase que exclusivamente por variações em LQFERTCENTRO, de 91,5% no primeiro ano, caindo para 75% três anos após. Nesse período, cresce a importância da variável LIPR, que explica 20,6% da variância na demanda no quarto período.

Assim, realizado o estudo por regiões, estas apresentaram similaridades em comparação ao estudo nacional e também entre si. A matriz de correlação trouxe valores altos para as relações entre a área colhida e a demanda pelo insumo para as regiões Centro e Norte/Nordeste, mas em valor muito menor para a região Sul. A variável área colhida regionalizada ainda apresentou coeficientes elásticos em relação à demanda de 2,08, 2,12 e 1,57 para as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, respectivamente, e os choques exógenos de AREASUL, AREACENTRO e AREANOR causaram impactos positivos na demanda nos dois primeiros anos, corroborando assim a importância da área na explicação da demanda regional. O estudo a nível nacional já havia ressaltado a importância da área na determinação da demanda, assim como a do IPR. Este manteve a relevância no estudo regional, apresentando-se elástico e com correlação em torno de 0,4 para com a demanda por fertilizante nas três regiões. Já a elasticidade-preço apresentou ser negativa e inelástica para a região Centro, de valor -0,9, e elástica para o Sul e Norte/Nordeste, com valores de -1,10 e -1,13, respectivamente. Quanto à dinâmica, a correção do desequilíbrio ocorre de forma muito mais rápida na região Sul, na velocidade de 35% a cada ano. Já as correções encontradas para as regiões Centro e Norte/Nordeste são mais lentas, de 13% e 14% por ano, resultado muito similar ao encontrado para o Brasil, com correção de 11% do desequilíbrio da demanda a cada ano.

As elasticidades de curto e longo-prazo acima descritas podem ser confrontadas com aquelas encontradas na literatura, conforme Tabela 25. Apesar deste estudo ter encontrado coeficiente estatisticamente significativo da elasticidade-preço da demanda de curto-prazo apenas para a região Norte, o resultado de -0,31 encontrou correspondência. Mergos e

Stoforos (1997) obteve coeficiente de -0,36 para o caso grego, e Carmo (1982), que realizou estudo regionalizado com a mesma divisão por Unidades da Federação adotada aqui, encontrou valor de -0,42 pra a região Norte/Nordeste. Já as elasticidades-preço de longo-prazo deste trabalho foram todas maiores, em módulo, que as encontradas por Carmo (1982), entretanto esses valores não são tão discrepantes se analisados em comparação com a literatura internacional.

Tabela 25 – Elasticidades-preço de curto e longo-prazo selecionadas.

	Autor	Região	Insumo	Período	Elasticidade-preço	
					Curto-prazo	Longo-prazo
Internacional	Griliches (1959)	EUA	NPK	1930-1958	-0,12 a -0,78	-0,86 a -4,30
	Denbaly e Vroomen (1993)	EUA	N, P e K	1964-1989	-0,19 a -0,25	-0,31 a -0,41
	Mergos e Stoforos (1997)	Grécia	NPK	1961-1993	-0,36	-0,81
	Quddus <i>et al</i> (2008)	Paquistão	N, P e K	1970-2001	-0,14 a -1,85	-0,40 a -3,26
Nacional	Carmo (1982)	Brasil	NPK	1954-1979	-0,23	-0,7
		Sul			-0,51	-0,7
		Centro			-0,24	-0,35
		Norte/Nordeste			-0,42	-0,57
	Neste estudo (diversas equações)	Brasil	NPK	1970-2010	-	-0,99
		Sul			-	-1,1
Centro		-			-0,9	
	Norte/Nordeste			-0,31	-1,13	

Fonte: Elaborado pelo autor.

O estudo de ciclos contemporâneos, ou *common cycles*, a ser realizado na próxima seção, busca estabelecer as inter-relações e impactos da demanda por fertilizantes nas regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, e subsidiará o estudo da demanda tanto a nível nacional quanto regional.

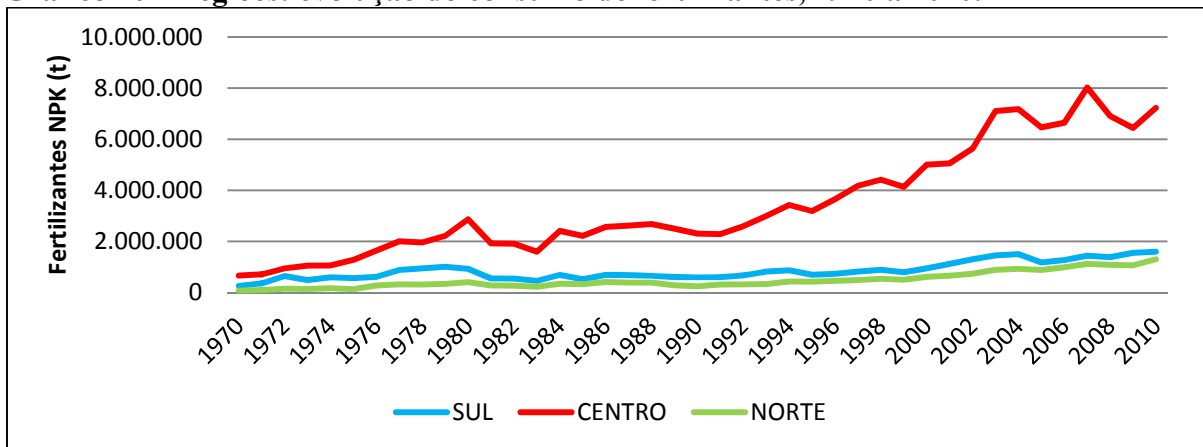
4.3 Análise dos ciclos contemporâneos da demanda por fertilizantes nas regiões brasileiras

A presente seção estudará a ocorrência de ciclos contemporâneos entre as três regiões, de forma a identificar movimentos conjuntos e qual o nível de inter-relação existente entre as mesmas. O entendimento dessa relação proporciona ferramental para a implantação de ações de desenvolvimento comum e fomento, ou ainda pode revelar os impactos em outras regiões decorrentes de políticas de subsídio e *dumping*, por exemplo. Assim, tem-se mais um

ingrediente à formulação da melhor estratégia econômica para a demanda por fertilizante no que tange às três regiões.

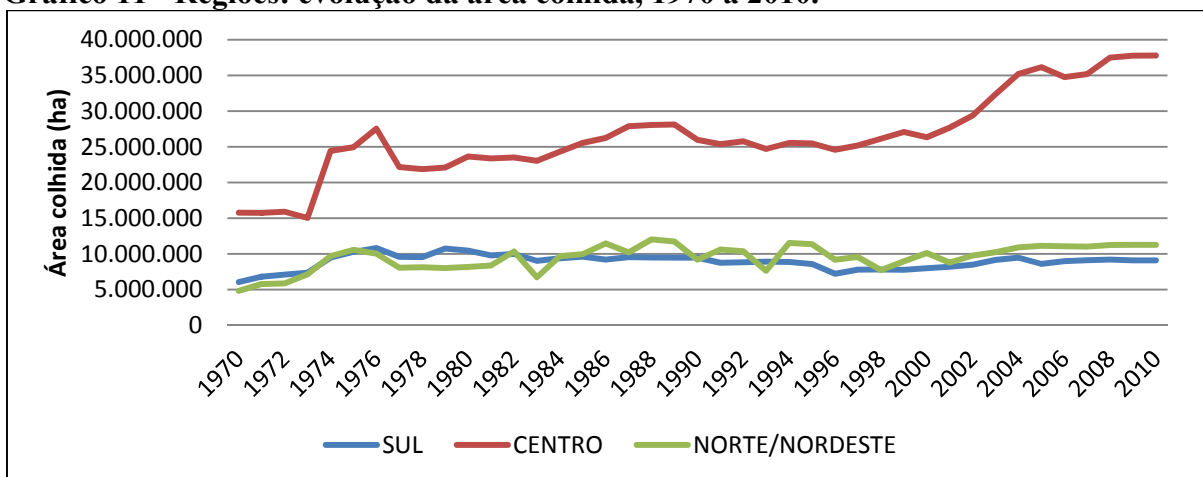
Faz-se necessário retomar dois gráficos, quais sejam o Gráfico 10 e 11, já arrolados na metodologia deste trabalho e que apresentam a demanda por fertilizantes e a área colhida, ambas de forma regionalizada. Os gráficos evidenciam uma tendência geral crescente, com um pequeno período de queda no consumo de fertilizantes entre 1980 e 1984 para as todas as regiões. A superioridade no consumo da região Centro é evidente, com um descolamento ainda maior em relação às demais a partir de meados da década de 1990, provavelmente devido à expansão da área cultivada na fronteira agrícola do cerrado do oeste brasileiro, ao passo que a região Norte/Nordeste parece estar se aproximando cada vez mais da região Sul a partir da década de 2000, com a expansão da região agrícola no chamado MAPITO (Maranhão, Piauí e Tocantins).

Gráfico 10 - Regiões: evolução do consumo de fertilizantes, 1970 a 2010.



Fonte: Anuários ANDA.

Gráfico 11 - Regiões: evolução da área colhida, 1970 a 2010.



Fonte: IPEADATA (2011).

A matriz de correlação entre as demandas regionalizadas apresenta resultados muito próximos da unidade, sugerindo forte dependência positiva entre as séries, conforme demonstra a Tabela 26.

Tabela 26 - Regiões: Matriz de correlação.

	QFERTSUL	QFERTCENTRO	QFERTNOR
QFERTSUL	1,0000	0,9220	0,9365
QFERTCENTRO	0,9220	1,0000	0,9728
QFERTNOR	0,9365	0,9728	1,0000

Fonte: cálculos do autor.

Importante também trazer o questionamento de como choques passados e independentes em uma região seriam transmitidos para as outras. Assim, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, arrolado na Tabela 27, no qual foi possível rejeitar a hipótese nula de que QFERTCENTRO não causa QFERTSUL no sentido de Granger, e de que QFERTNOR também não causa QFERTSUL. Ou seja, a demanda na região Sul é melhor prevista com valores defasados das regiões Centro e Norte/Nordeste dentro da regressão de QFERTSUL. Essa relação é esperada, uma vez que a análise de ciclos contemporâneos busca justamente a inter-relação das variáveis. Entretanto, para as demais relações de causalidade, o elevado valor probabilístico não permitiu a rejeição da hipótese nula, negando assim a causalidade no sentido de Granger entre as demais séries.

Tabela 27 - Regiões: Teste de causalidade Granger.

Hipótese nula:	Obs	F-Statistic	Prob.
QFERTSUL não Granger causa QFERTCENTRO	39	0,8672	0,4292
QFERTCENTRO não Granger causa QFERTSUL		3,1149	0,0573
QFERTNOR não Granger causa QFERTCENTRO	39	0,3396	0,7144
QFERTCENTRO não Granger causa QFERTNOR		0,0704	0,9321
QFERTNOR não Granger causa QFERTSUL	39	2,7416	0,0787
QFERTSUL não Granger causa QFERTNOR		0,4911	0,6162

Fonte: cálculos do autor.

Para a aplicação do VAR, pressupõem-se que todas as variáveis sejam estacionárias. A Tabela 28 apresenta os resultados para os testes de raiz unitária ADF e DF-GLS em QFERTSUL, QFERTCENTRO e QFERTNOR. As duas primeiras apresentaram raiz unitária em nível, e portanto aplicou-se a primeira diferença, que garantiu estacionariedade às séries.

Já a variável QFERTNOR mostrou-se estacionária em nível, a 1% para o teste ADF e a 10% para o DF-GLS. Entretanto, ao procedermos o VAR com a variável da região Norte/Nordeste em nível, e com as variáveis para Sul e Centro em primeira diferença, o gráfico da raiz inversa do polinômio autoregressivo apresentou uma raiz fora do círculo unitário. Repetiu-se o VAR aplicando a primeira diferença também na variável QFERTNOR, e então todas as raízes ficaram circunscritas no círculo unitário, garantindo assim estabilidade ao VAR. Para o estudo dos ciclos contemporâneos, não há necessidade do estudo das variáveis em seus logaritmos, uma vez que não estamos buscando a elasticidade das mesmas, e sim a evidência de um comportamento em comum.

Tabela 28 - Regiões: Teste de raiz unitária.

	Nível		Primeira Diferença	
	ADF	DF-GLS	ADF	DF-GLS
QFERTSUL	0,9812	-2,1370	-6,3776 *	-6,6396 *
QFERTCENTRO	1,5235	-2,2604	-6,4315 *	-6,6631 *
QFERTNOR	2,9886 *	1,8355***	-5,1913*	-6,4967*

Fonte: cálculos do autor.

Notas: as estatísticas foram confrontadas com os valores críticos de McKinnon (1996). *Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%.

***Rejeita-se a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%.

A tabela 29 apresenta as estimativas para o sistema de equação do VAR com 2 defasagens. Vale frisar que as estimativas do VAR não são sustentáveis para interpretação econômica, devido à sua natureza essencialmente estatística, entretanto a sua capacidade de subsidiar com as inter-relações das variáveis endógenas acaba conferindo um ótimo ferramental ao pesquisador. A região Sul não apresentou variáveis preditoras significativas na relação de curto-prazo. Já a região Centro defasada, representada por DQCENTRO, possui dois coeficientes significativos estatisticamente, ambos inelásticos, quais sejam DQCENTRO em $t(-1)$ e DQCENTRO em $t(-2)$. Estes dois coeficientes também foram significativos na condição de preditores de curto-prazo da variável DQNORTE, porém em magnitude próxima de zero. A região Norte ainda apresentou o coeficiente de DQSUL em $t(-2)$ como inelástico, evidenciando um caráter de dependência da região Norte para com as demais.

Tabela 29 - Regiões: Modelo VAR.

	DQCENTRO	DQSUL	DQNORTE
DQCENTRO(-1)	-0.529644*** (0.28534) [-1.85617]	-0.123754 (0.08170) [-1.51481]	-0.068120*** (0.03734) [-1.82427]
DQCENTRO(-2)	-0.714382* (0.29991) [-2.38202]	-0.124877 (0.08587) [-1.45433]	-0.126481* (0.03925) [-3.22275]
DQSUL(-1)	0.475651 (0.78956) [0.60242]	-0.070615 (0.22606) [-0.31238]	0.044622 (0.10332) [0.43186]
DQSUL(-2)	0.824803 (0.83971) [0.98225]	0.121037 (0.24042) [0.50345]	0.237695** (0.10989) [2.16308]
DQNORTE(-1)	1.838946 (2.36566) [0.77735]	0.648295 (0.67731) [0.95717]	0.189203 (0.30958) [0.61117]
DQNORTE(-2)	1.823772 (2.31401) [0.78814]	0.663357 (0.66252) [1.00126]	0.341212 (0.30282) [1.12679]
C	227756.8 (96627.3) [2.35706]	28683.37 (27665.2) [1.03680]	38996.84 (12644.9) [3.08399]
R ²	0.242378	0.118071	0.322006
R ² ajustado	0.095742	-0.052624	0.190782
SQR	8.00E+12	6.56E+11	1.37E+11
Eq Erro-padrão	508085.8	145469.0	66489.49
Estatística-F	1.652918	0.691707	2.453856
Máx. Verossimilhança	-549.3107	-501.7846	-472.0336
AIC	29.27951	26.77814	25.21230
SC	29.58117	27.07980	25.51396

Fonte: cálculos do autor.

Notas: estatísticas *t* foram confrontadas com os valores críticos da distribuição *t*. *Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 1%. **Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 5%.

***Rejeita-se a hipótese de coeficiente nulo ao nível de 10%.

A existência de *common cycles* pode se aferida pela análise da matriz de autocorrelação dos resíduos do modelo VAR, que apresenta duas informações indicativas da existência desses ciclos: a correlação positiva entre os resíduos e a magnitude dos resultados. Pode-se observar na Tabela 30 que os três valores são positivos e, de certa forma, de magnitude considerável. Assim, há indício de que as séries tendem a se moverem juntas ao longo do tempo. A relação mais forte parece ser entre a demanda da região Centro Norte e a

da região Norte, seguida pela relação entre a região Centro e a região Sul. É natural esperar que, pelo tamanho do mercado da região Centro, este tenda a ser o “líder” e as demais regiões tendam a acompanhar seu movimento. Aparentemente a relação mais fraca é entre as regiões Sul e Norte, como já esperado. Além de ambas estarem distantes em um país continental, como no caso do Brasil, suas demandas são pequenas quando comparadas ao total nacional.

Tabela 30 - Regiões: Matriz de correlação dos resíduos do modelo VAR.

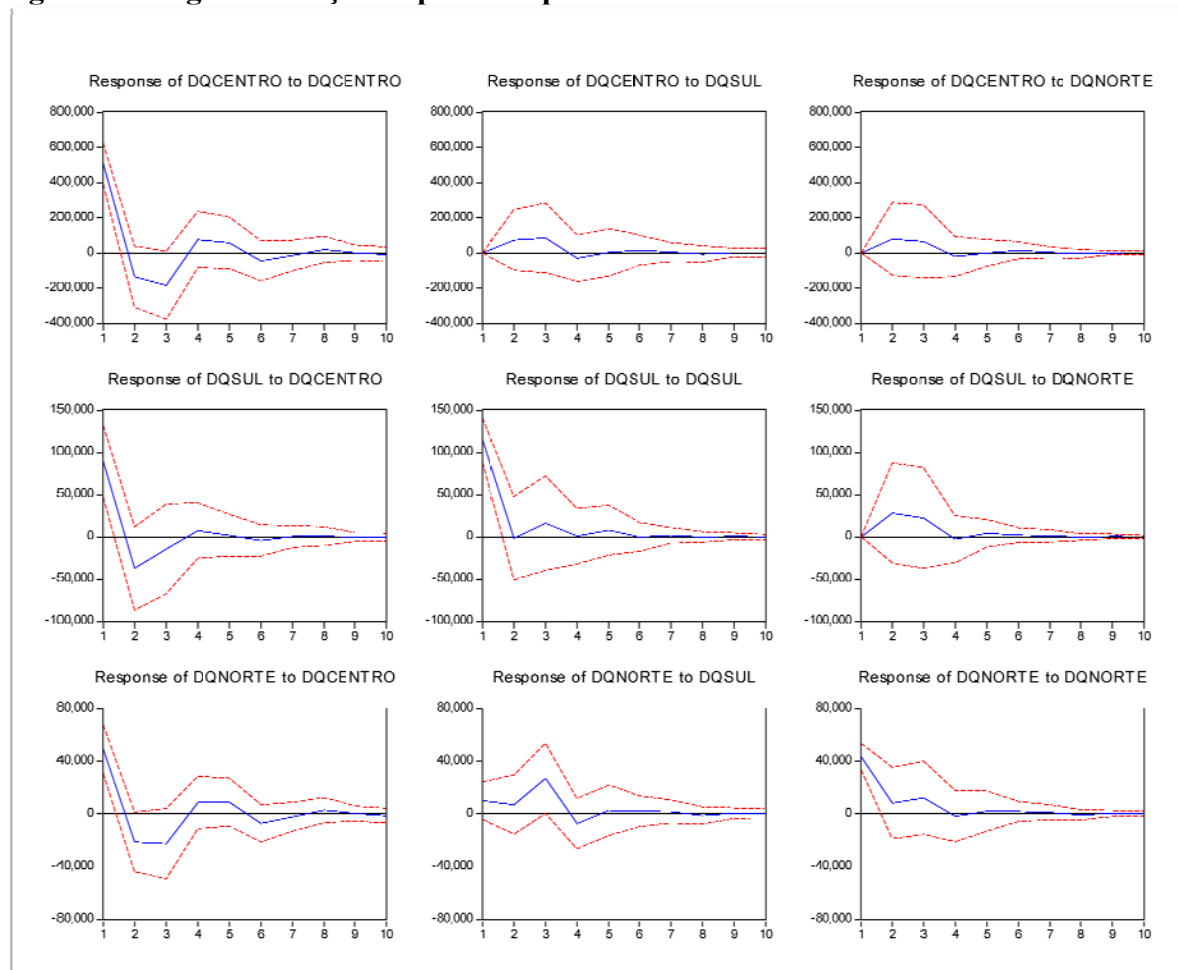
	QFERTCENTRO	QFERTSUL	QFERTNOR
QFERTCENTRO	1,0000	0,6156	0,7406
QFERTSUL	0,6156	1,0000	0,5764
QFERTNOR	0,7406	0,5764	1,0000

Fonte: cálculos do autor.

Com a função impulso-resposta do sistema VAR acaba espera-se verificar como os choques exógenos individuais em uma dada variável são transmitidos às outras. A primeira evidência da Figura 4 é que todos os choques, ou inovações, possuem impacto positivo, pelo menos no primeiro período de tempo, nas variáveis endógenas. Os choques na demanda por fertilizantes da região Centro provocam efeito similar nas três regiões, qual seja um efeito positivo em $t(1)$, e efeito negativo em $t(2)$ que acaba por se extinguir em $t(3)$. Por ser o maior mercado consumidor de fertilizantes, é natural que a região Centro impacte as demais, e ainda que este impacto perdure por um razoável período de tempo. O efeito negativo a partir de $t(2)$ pode ser explicado por um movimento de ajustamento de preços no mercado, ou mesmo pelo fenômeno teia-de-aranha, ou *cobb-web*, aplicado ao caso agrícola por Gujarati (2006), em que a oferta de produtos agrícolas reage ao preço com defasagem de 1 período de tempo. Já os choques dos mercados periféricos Sul e Norte/Nordeste provocaram o mesmo efeito na demanda do Centro, qual seja um efeito positivo que se extinguirá apenas no final do terceiro ano. Para esta situação, como a região Centro causa grande influência nas demais e é a maior detentora de recursos do país, é natural que haja um efeito *feedback* dos investimentos feitos por essa nas demais regiões.

Para a decomposição de Cholesky, definiu-se a ordem de endogeneidade, da menor para a maior, por DQFERTCENTRO, DQFERTSUL e DQFERTNOR, que parece ser confirmada pelo resultado gráfico, sendo a região Norte/Nordeste a mais impactada pelas demais, e a região Centro a que menos sofre com os choques no Sul e no Norte/Nordeste. Seguiu-se a mesma decomposição para o estudo da variância, a seguir.

Figura 4 – Regiões: Função impulso-resposta.



Fonte: cálculos do autor.

A análise da decomposição da variância confirma a relevância da região Centro na determinação do consumo de fertilizantes para as demais regiões do país, em sendo a decomposição uma representação de quanto a variância de uma variável está relacionada com as variações de outras variáveis. Assim, a Tabela 31 traz os resultados, apontando para o fato de que a variância da variável DQFERTCENTRO é muito pouco afetada pelas variações em DQFERTSUL e DQFERTNOR, inclusive em períodos mais avançados. Por outro lado, 37,9% da variância na região Sul é advinda de variações na região Centro, valor este que sobre para 40,3% no segundo ano e partir deste acaba diminuindo sua participação, com influência quase nula da região Norte/Nordeste.

A região Norte/Nordeste é a mais influenciável das três: já no primeiro ano, sua variância possui maior impacto advindo das variações na região Centro (54,86%) do que aquele proveniente das suas próprias variações (42,8%). Esse comportamento influenciável já era esperado, uma vez que é a região com menor consumo de fertilizantes no país, e também a

de consumo relevante de forma mais tardia, sendo esse mais efetivo apenas a partir da segunda metade da década de 1970.

Tabela 31 – Regiões: Decomposição da variância.

DQCENTRO:				
Período	Erro-padrão	DQCENTRO	DQSUL	DQNORTE
1	508085.8	100.0000	0.000000	0.000000
2	537018.8	95.92259	1.858607	2.218806
3	578002.8	92.95447	3.845532	3.199994
4	584161.3	92.72929	4.014488	3.256220
5	586992.5	92.79603	3.979080	3.224888
6	589173.9	92.71632	4.018690	3.264993
7	589372.3	92.71055	4.022412	3.267040
8	589754.9	92.70329	4.027135	3.269570
9	589762.4	92.70163	4.028306	3.270068
10	589832.1	92.70064	4.028721	3.270638
DQSUL:				
Período	Erro-padrão	DQCENTRO	DQSUL	DQNORTE
1	145469.0	37.90790	62.09210	0.000000
2	152801.1	40.30806	56.28587	3.406070
3	155925.9	39.54849	55.13517	5.316334
4	156135.2	39.67233	54.99147	5.336203
5	156402.5	39.55149	55.05787	5.390638
6	156477.4	39.59110	55.00537	5.403537
7	156492.7	39.58390	55.00839	5.407713
8	156494.9	39.58534	55.00698	5.407674
9	156497.9	39.58417	55.00711	5.408724
10	156498.4	39.58454	55.00672	5.408741
DQNORTE:				
Período	Erro-padrão	DQCENTRO	DQSUL	DQNORTE
1	66489.49	54.86253	2.336414	42.80106
2	70651.59	57.67476	3.061513	39.26373
3	79875.66	53.13079	13.81399	33.05522
4	80696.33	53.21757	14.34834	32.43408
5	81264.97	53.68550	14.26498	32.04952
6	81622.83	53.97147	14.20589	31.82264
7	81678.41	53.96947	14.23148	31.79905
8	81742.31	54.01136	14.23122	31.75742
9	81746.00	54.00831	14.23521	31.75647
10	81758.82	54.01992	14.23203	31.74805

Fonte: cálculos do autor.

Assim, análise do modelo VAR aponta para a existência de ciclos contemporâneos entre as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste. A região Centro, por ser a maior consumidora

de fertilizantes, é a principal transmissora da dinâmica entre as regiões, compondo a variância e afetando via choques exógenos as variáveis DQFERTSUL e DQFERTNOR. Apesar de estarem tão distantes e terem volume bem inferior ao da região Centro, as duas regiões periféricas também apresentaram correlação positiva entre si, com valores significativos na matriz de correlação das variáveis em nível e também na matriz de correlação dos resíduos advindos do VAR. Ainda, elas demonstraram haver um impacto recíproco na função impulso-resposta para os 4 primeiros períodos, indicando que a o choque perdura positivamente por tempo considerável.

CONCLUSÕES

Este trabalho teve por objetivo estudar a demanda brasileira por fertilizantes. Tal assunto faz-se relevante à medida que ganhos em produtividade agrícola são imprescindíveis para fazer frente não apenas ao crescimento populacional, mas também à evolução do poder aquisitivo da população dos países em desenvolvimento e do crescente uso de biocombustíveis. Entretanto, apesar de ser um dos principais agentes do mercado agrícola mundial, o Brasil possui a condição histórica de importador líquido de fertilizantes, incorrendo em elevada dependência externa e déficits na balança comercial.

Para tanto, dividiu-se a análise da demanda em três partes. A primeira, a nível nacional, constatou, através de MQO, ser a demanda por fertilizantes inelástica a variações no seu preço e no IPR, com coeficientes $-0,99$ e $0,93$, respectivamente. Já a variável área colhida mostrou-se altamente elástica, com coeficiente de $2,31$. Tida como uma das principais ferramentas de fomento para o custeio de insumos, o crédito rural subsidiado pelo Governo Federal não mostrou-se significativo como preditor da demanda por fertilizantes, muito provavelmente em virtude da concessão de crédito pelos próprios agentes privados do segmento a partir da década de 1990. Por ser um modelo multivariado, utilizou-se a metodologia de Johansen para o estudo da dinâmica. Este mostrou que 11% do desequilíbrio na demanda é corrigido dentro do período de um ano, e novamente as variáveis preço e IPR foram inelásticas, desta vez para o curto-prazo. Os estudos de causalidade Granger, função impulso-resposta e decomposição da variância ressaltaram a importância das variáveis área e IPR na composição da demanda, mais até do que o próprio preço do bem.

Na segunda etapa, o estudo nacional foi replicado para as regiões Sul, Centro e Norte/Nordeste, de forma a capturar as diferenças entre as regiões. Assim, foram fragmentadas a demanda por fertilizantes e a área colhida. A demanda regionalizada apresentou-se elástica para todas as variáveis explicativas, quais sejam preço, IPR e área cultivada, sendo preço-inelástica frente a variações deste na região Centro. O termo de correção de erros mostrou-se significativo para as três regiões, sendo de 35%, 13% e 14% para Sul, Centro e Norte/Nordeste, respectivamente, sugerindo que a região Sul retorna à situação de equilíbrio de forma mais rápida que as demais. Os coeficientes de curto-prazo foram novamente inelásticos, com destaque para a variável IPR, que foi significativa nos três modelos. Já a elasticidade-preço da demanda de curto-prazo foi significativa apenas para a região Norte, com valor de $-0,31$.

Por fim, buscou-se a existência de *common cycles* entre as três regiões, o que foi comprovado pela correlação encontrada na matriz de resíduos do modelo VAR. As interações entre as demandas mostraram ser a região Norte a mais influenciada pelas demais, e também a que menos propaga seus choques. Este papel fica a cargo da região Centro, principal mercado do país e com consumo de fertilizantes duas vezes e meia maior que o somatório das outras duas regiões.

Este estudo possui algumas limitações, como a não inclusão de variáveis climáticas nos modelos e a utilização do mesmo preço para todas as regiões. Ainda, a utilização de métodos recursivos, como o Filtro de Kalman, proporcionam estimações com parâmetros variáveis, o que pode render resultados com maior acurácia. Tais pontos servem de motivação para o desenvolvimento de futuros trabalhos acerca do tema.

REFERÊNCIAS

- ALCARDE, J. C.; GUIDOLIN, J.A.; LOPES, A. S. *Os estudos e a eficiência das adubações – Boletim Técnico*. Associação Nacional para Difusão do Adubo, São Paulo, n. 3. 1998.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL PARA DIFUSÃO DO ADUBO (ANDA). *Anuário estatístico setor de fertilizantes*. São Paulo: ANDA, 1987-2011.
- ASTERIOU, D.; HALL S. G. *Applied Econometrics*. 2. ed. New York: Palgrave Macmillan, 2011. 499 p.
- AUSTIN, D; CAOS, K.; GERALD, R. *Modelling Nitrogen Fertiliser Demand in New Zealand*. In: New Zealand Agricultural and Resource Economics Society Conference, 2006, Nelson. Disponível em <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/31970>>. Acesso em: 15 jun. 2011.
- BANERJEE, A. et al. *Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press, 1993. 329 p.
- BRAKE, J. R.; RICHARD A. K.; RIGGAN, W. B. *Prediction of fertilizer consumption in the United States, the East North Central region and the South Atlantic region*. North Carolina State College Agricultural Economics Information Series, Raleigh, v. 42, n. 3, p. 676-686, aug. 1960. Disponível em <www.jstor.org/stable/1235416>. Acesso em: 15 jun. 2011.
- BRASIL. AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA (ANEEL). *Atlas de Energia Elétrica do Brasil*. Brasília: ANEEL, 2008. 236 p. Disponível em: <www.aneel.gov.br/arquivos/PDF/atlas_capa_sumario.pdf>. Acesso em: 15 maio 2011.
- BRASIL. BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). *Anuário Estatístico do Crédito Rural*. Brasília, 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?RED2-RELRURAL>>. Acesso em: 15 maio 2011.
- BRASIL. Lei nº 4.829, de 5 de novembro de 1965. Institucionaliza o crédito rural. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, ano 77, n. p. 11.465, 09 set. 1965. Disponível em <<http://www6.senado.gov.br/legislacao/DetalhaDocumento.action?id=116056>>. Acesso em: 22 jun. 2011.
- BRASIL. MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). *Plano Decenal de Expansão de Energia 2020*. Brasília: MME/EPE, 2011. 343 p.
- BRASIL. SECRETARIA DE ACOMPANHAMENTO ECONÔMICO. *Panorama do mercado de fertilizantes*. Brasília: MINISTÉRIO DA FAZENDA, maio 2011. Disponível em: <http://www.seae.fazenda.gov.br/destaque/copy_of_cni-premia-estudos-sobre-a-industria-brasileira?set_language=pt-br>. Acesso em: set 2011.
- BUENO, R.de L da S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299 p.
- BURREL, A. *The demand for fertilizer in the UK*. Journal of Agricultural, v. 40, p. 1-20, 1989.

CARMAN, H. F. *The demand for nitrogen, phosphorous and potash fertilizer nutrients in the western states*. Western Journal of Agricultural Economics, v. 4, p. 23-32, jul. 1979. Disponível em <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:ags:wjagec:32437>>. Acesso em: 20 maio 2011.

CARMO, A. J. B. do. *Demanda de fertilizantes a nível regional e do Brasil, 1954-79*. 1982. 289 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1982.

CIBANTOS J.S. *Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo*. 1972, 196 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1972.

DENBALY, M.; VROOMEN, H. *Dynamic fertilizer nutrient demands for corn: a cointegrated and error-correcting system*. American Journal of Agricultural Economics, v.75, 1993. p. 203-209. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/1242968>>. Acesso em: 21 maio 2011.

DIAS, João Castanho. *Raízes da Fertilidade*. São Paulo: Calandra Editorial, 2005. 132p.

DIAS, V. P.; FERNANDES, E. *Fertilizantes: uma visão global sintética*. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n. 24, p. 97-138, set. 2006. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Publicacoes/Consulta_Expressa/Setor/Complexo_Quimico/200609_9.html>. Acesso em: 12 mar. 2011.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. *Efficient tests for autoregressive unit root*. Econometrica, v. 64, p. 813-536, 1996.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 2 ed. New York: John Wiley, 1995. 433p.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). *World Agroculture: towards 2015/2030*. Rome, 2002. 97p. Disponível em: <www.fao.org/fileadmin/user_upload/esag/docs/y4252e.pdf>. Acesso em 05 maio 2010. _____ *Current world fertilizer trends and outlook to 2011/12*. Rome, 2008. 44p. Disponível em: <<ftp://ftp.fao.org/agl/agll/docs/cwfto11.pdf>>. Acesso em: 05 maio 2010.

FRANCO, J. A. M.; SARAIVA NETO, A. Produção de fertilizantes nitrogenados e suprimento de matéria-prima. In: YAMADA, T.; STIPP, S. R.; VITTI, G. C. *Anais do Simpósio sobre Nitrogênio e Enxofre na Agricultura Brasileira*. Piracicaba: IPNI Brasil, 2007. p. 73-107.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Preços agropecuários*. Disponível em: <<http://www.fgvdados.com.br/>>. Acesso em 30 maio 2011. Banco de dados referencial.

GONÇALVES, J. S.; SOUZA, S. A. M.; FERREIRA, C. R. R. P. T. *Financiamento da produção agropecuária e uso de fertilizantes no Brasil no período 1950-2006*. Informações Econômicas, São Paulo, v. 38, n. 9, p. 14-21, 2008. Disponível em: <<ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/publicacoes/tec2-0908.pdf>>. Acesso em: 08 dez 2010.

- GRILICHES, Zvi. *The demand for fertilizer: an economic interpretation of a technical change*. Journal of Farm Economics, v. 40, p. 591-606, 1958. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1235370>. Acesso em 20 maio 2011.
- _____. *Distributed lags, disaggregation, and regional demand functions for fertilizer*. Journal of Farm Economic, v.41, p.90-102, 1959. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1235202>. Acesso em 20 maio 2011.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 4 ed. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2006. 812 p.
- GUNJAL, K. R.; ROBERTS, R.K.; HEADY, A. O. *Fertilizer demand functions for the five major crops in the United States*. Southern Journal of Agricultural Economics, v. 12, n. 1, p. 111-116, 1980. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/29473/1/12020111.pdf>>. Acesso em: 03 jun 2011.
- HEADY, E. O.; YEH, M. H. *National and regional demand functions for fertilizer*. Journal of Farm Economics, n. 41, p. 332-348, may 1959. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1235160>. Acesso em: 03 jun 2011.
- HSU, R. C. *The demand for fertilizer in a developing country: the case of Taiwan 1950-66*. Economic Development and Cultural Change, v. 20, n. 2, p. 299-309, Feb. 1972. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1152671>. Acesso em: 03 jun 2011.
- INTERNATIONAL FERTILIZER INDUSTRY ASSOCIATION (IFA). *Fertilizers and their use*. 4 ed. Rome, 2000, 34 p. Disponível em: <<ftp://ftp.fao.org/agl/agll/docs/fertuse.pdf>>. Acesso em 12 out 2010.
- _____. *Fertilizer Statistics*. Disponível em: <<http://www.fertilizer.org/ifa/HomePage/STATISTICS>>. Acesso em 04 abr. 2011. Banco de dados referencial.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA). *Banco de dados*. Disponível em <<http://www.iea.sp.gov.br/out/index.php#>>. Acesso em 30 maio 2011. Banco de dados referencial.
- INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *Base de dados macroeconômicos IPEADATA*. Brasília: IPEA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 maio 2011.
- KONGSHAUG, G. Energy consumption and greenhouse gas emissions in fertilizer production. In: IFA TECHNICAL CONFERENCE, 1998, Marrakech. Paris: IFA, 1998. p. 19.
- KULAIF, Yara. *Perfil dos fertilizantes N-P-K*. Brasília: MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). Brasília, 2009, 64 p.
- LIMA, Paulo César Ribeiro. *Fábrica de fertilizantes nitrogenados e produção de etanol no norte fluminense*. Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados. Brasília, 2007, 41 p. Disponível em: <<http://bd.camara.gov.br/>>. Acesso: 05 dez 2010.
- LOPES, A. S.; GUILHERME, L. R. G. *Uso eficiente de fertilizantes e corretivos agrícolas: aspectos agronômicos*. 3. ed. São Paulo: ANDA, 2000. 72 p.

- LOPES, A. S.; SILVA, C. A. P da; BASTOS, A. R. Reservas de fosfatos e produção de fertilizantes fosfatados no Brasil e no Mundo. In: YAMADA, T.; ABDALLA, S. R. S. e (Ed.). *Anais do Simpósio sobre Fósforo na Agricultura Brasileira*. Piracicaba: POTAFOS, 2004. p.13-34.
- LUCENA, R.B. de; SOUZA, N, J. de. *Políticas agrícolas e desempenho na agricultura brasileira: 1950-00*. Indicadores Econômicos da Fundação de Economia e Estatística, Porto Alegre, v. 29, n. 2, ago. 2001. p. 180-200. Disponível em: < revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/viewArticle/1313 >. Acesso em: 26 nov. 2010.
- MACARINI, J. P. *A política econômica do Governo Medici: 1970-1973*. Nova Economia, Belo Horizonte, v. 15, n. 3, set 2005. p. 53-92.
- MADDALA, G.S.; KIM, I.M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.
- MERGOS, G.J.; STOFOROS, C. E. *Fertilizer demand in Greece*. Agricultural Economics, v. 16, 1997. p. 227-235.
- NASCIMENTO, M.; MONTE, M. B. M.; LOUREIRO, F. E. L. *Agrominerais – Potássio*. In: Rochas e Minerais Industriais. 2 ed. Rio de Janeiro: CETEM, 2008. p. 175-209.
- NERLOVE, M. *Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities*. Agricultural Handbook, Washington, n. 141, Jun 1958.
- NICOLELLA, A. C.; DRAGONE, D. S.; BACHA, C. J. C. *Determinantes da demanda de fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2002*. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 43, n. 1, 2005. p. 81-100.
- PESCARIN, R. M. C. *Relações estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo*. 1974. 123p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1974.
- PETRÓLEO BRASILEIRO S/A (PETROBRAS). *Plano de negócios 2010 – 2014*. São Paulo, 2010. Disponível em: < ouvidoria.petrobras.com.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId... >. Acesso em: 28 maio 2011.
- PROFETA, G. A. ; BRAGA, M. J. *Comportamento da indústria brasileira de fertilizantes NPK*. In: 47º Congresso da SOBER, Porto Alegre, 2009.
- QUDDUS, M.; SIDDIQI, M. W.; RIAZ, M. M. *The demand for nitrogen, phosphorous and potash fertilizer nutrients in Pakistan*. Economic and Social Review, v. 46, n. 2, 2008. p. 101-116.
- RODRIGUES, A. F. S. et al. *Agrominerais: recursos e reservas*. In: FERNANDES, F. R. C. et al. (Org.). *Agrominerais para o Brasil*. Rio de Janeiro: CETEM/MCT, 2010.
- Roy, E.N. et al. *Plant nutrition for food security: a guide for integrated nutrient management*. Rome: FAO, 2006. 348p.

UNITED STATES GEOLOGICAL SURVEY. *Mineral Commodity summaries 2011*. Washington: USGS, 2011. Disponível em: < <http://minerals.usgs.gov/minerals/pubs/mcs/>>. Acesso em: 15 jun. 2011.

WORLD TRADE ORGANIZATION (WTO). *International trade statistics 2011*. Geneva, 2011. Disponível em: <<http://www.wto.org/statistics.htm>>. Acesso em: 25 out. 2011.

ZHANG, W.; ZHANG, X. *A forecast analysis on fertilizers consumption worldwide*. Environ Monit Assess, v. 133, 2007. p. 427-434.

ANEXOS

ANEXO A – Região Sul: Teste de Causalidade-Granger.

Hipótese nula:	Observações	Estatística-	
		F	Probabilidade
PFERT não Granger causa QFERTSUL	39	1.52265	0.2326
QFERTSUL does not Granger Cause PFERT		0.68107	0.5128
IPR não Granger causa QFERTSUL	39	1.22012	0.3078
QFERTSUL não Granger causa Cause IPR		0.55557	0.5789
AREASUL não Granger causa Cause QFERTSUL	39	1.60987	0.2148
QFERTSUL não Granger causa AREASUL		0.03131	0.9692
CR does not Granger Cause QFERTSUL	39	2.72900	0.0796
QFERTSUL não Granger causa Cause CR		0.76221	0.4744
IPR não Granger causa PFERT	39	0.60973	0.5493
PFERT não Granger causa IPR		0.25583	0.7757
AREASUL não Granger causa PFERT	39	0.23842	0.7892
PFERT não Granger causa AREASUL		3.68132	0.0357
CR não Granger causa PFERT	39	1.61170	0.2144
PFERT não Granger causa CR		2.10730	0.1372
AREASUL não Granger causa IPR	39	1.17252	0.3218
IPR não Granger causa AREASUL		1.03080	0.3676
CR não Granger causa IPR	39	0.61100	0.5487
IPR não Granger causa CR		3.66837	0.0361
CR não Granger causa AREASUL	39	1.53091	0.2309
AREASUL não Granger causa CR		1.46974	0.2442

Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO B – Região Centro: Teste de Causalidade-Granger.

Hipótese nula:	Observações	Estatística- F	Probabilidade
PFERT não Granger causa QFERTCENTRO	39	1.13449	0.3335
QFERTCENTRO não Granger causa PFERT		2.59842	0.0891
IPR não Granger causa QFERTCENTRO	39	0.45786	0.6365
QFERTCENTRO não Granger causa IPR		0.27849	0.7586
AREACENTRO não Granger causa QFERTCENTRO	39	0.14855	0.8625
QFERTCENTRO não Granger causa AREACENTRO		5.78478	0.0069
CR não Granger causa QFERTCENTRO	39	2.05854	0.1433
QFERTCENTRO não Granger causa CR		0.78015	0.4664
IPR não Granger causa PFERT	39	0.60973	0.5493
PFERT não Granger causa IPR		0.25583	0.7757
AREACENTRO não Granger causa PFERT	39	3.40143	0.0450
PFERT não Granger causa AREACENTRO		2.02109	0.1481
CR não Granger causa PFERT	39	1.61170	0.2144
PFERT não Granger causa CR		2.10730	0.1372
AREACENTRO não Granger causa IPR	39	0.00519	0.9948
IPR não Granger causa AREACENTRO		1.76400	0.1867
CR não Granger causa IPR	39	0.61100	0.5487
IPR não Granger causa CR		3.66837	0.0361
CR não Granger causa AREACENTRO	39	1.34136	0.2750
AREACENTRO não Granger causa CR		0.69332	0.5068

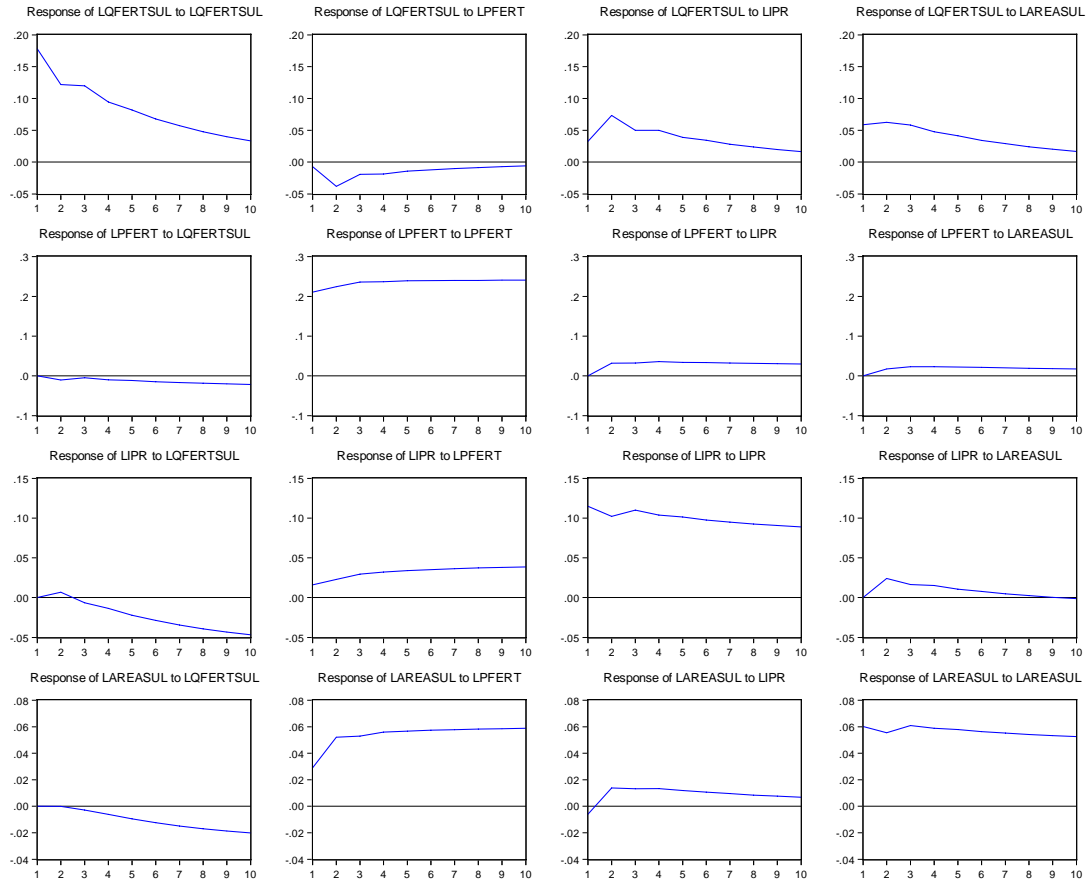
Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO C – Região Norte/Nordeste: Teste de Causalidade-Granger.

Hipótese nula:	Observações	Estatística-F	Probabilidade
PFERT não Granger causa QFERTNOR	39	1.64547	0.2079
QFERTNOR não Granger causa PFERT		1.54875	0.2271
IPR não Granger causa QFERTNOR	39	1.14094	0.3314
QFERTNOR não Granger causa IPR		0.11563	0.8912
AREANOR não Granger causa QFERTNOR	39	1.11114	0.3408
QFERTNOR não Granger causa AREANOR		1.81938	0.1776
CR não Granger causa QFERTNOR	39	2.15583	0.1314
QFERTNOR não Granger causa CR		0.93494	0.4025
IPR não Granger causa PFERT	39	0.60973	0.5493
PFERT não Granger causa IPR		0.25583	0.7757
AREANOR não Granger causa PFERT	39	2.64566	0.0855
PFERT não Granger causa AREANOR		1.73055	0.1924
CR não Granger causa PFERT	39	1.61170	0.2144
PFERT não Granger causa CR		2.10730	0.1372
AREANOR não Granger causa IPR	39	1.05860	0.3581
IPR não Granger causa AREANOR		0.67258	0.5171
CR não Granger causa Cause IPR	39	0.61100	0.5487
IPR não Granger causa Cause CR		3.66837	0.0361
CR não Granger causa AREANOR	39	0.01089	0.9892
AREANOR não Granger causa CR		2.15699	0.1312

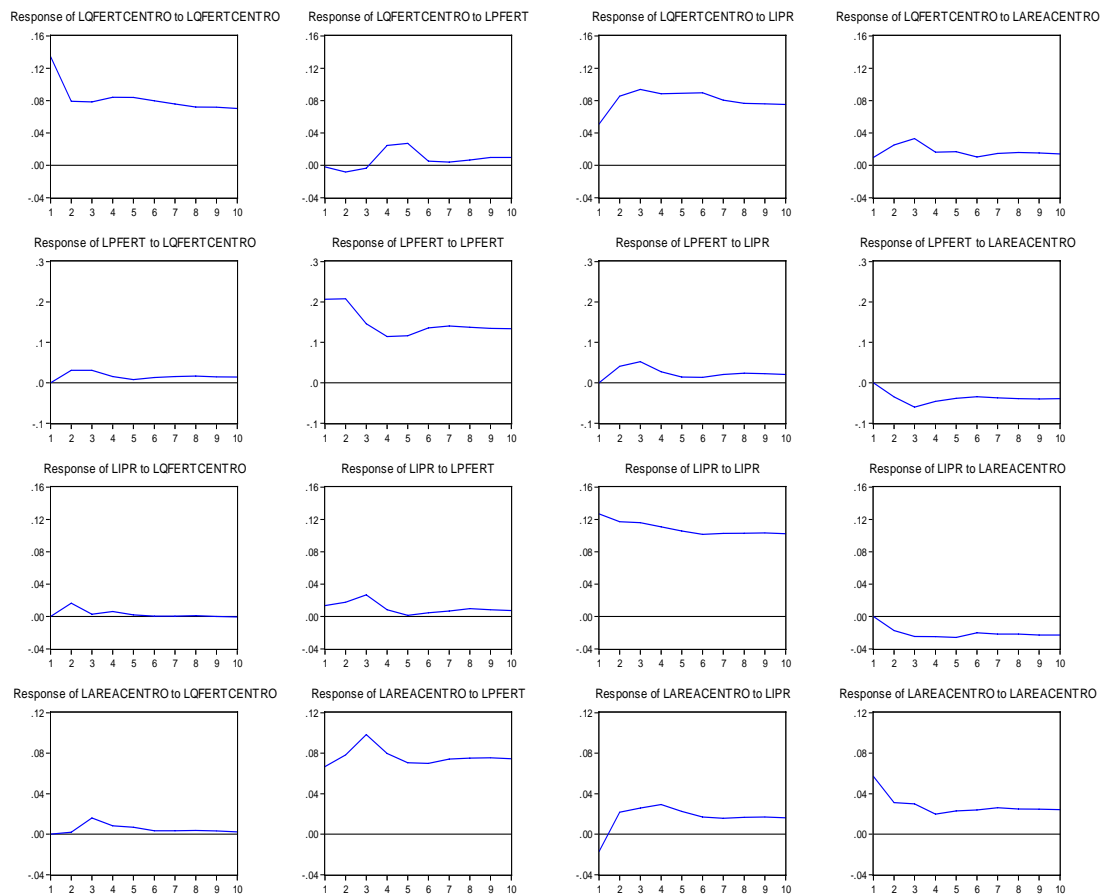
Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO D – Região Sul: Função impulso-resposta.



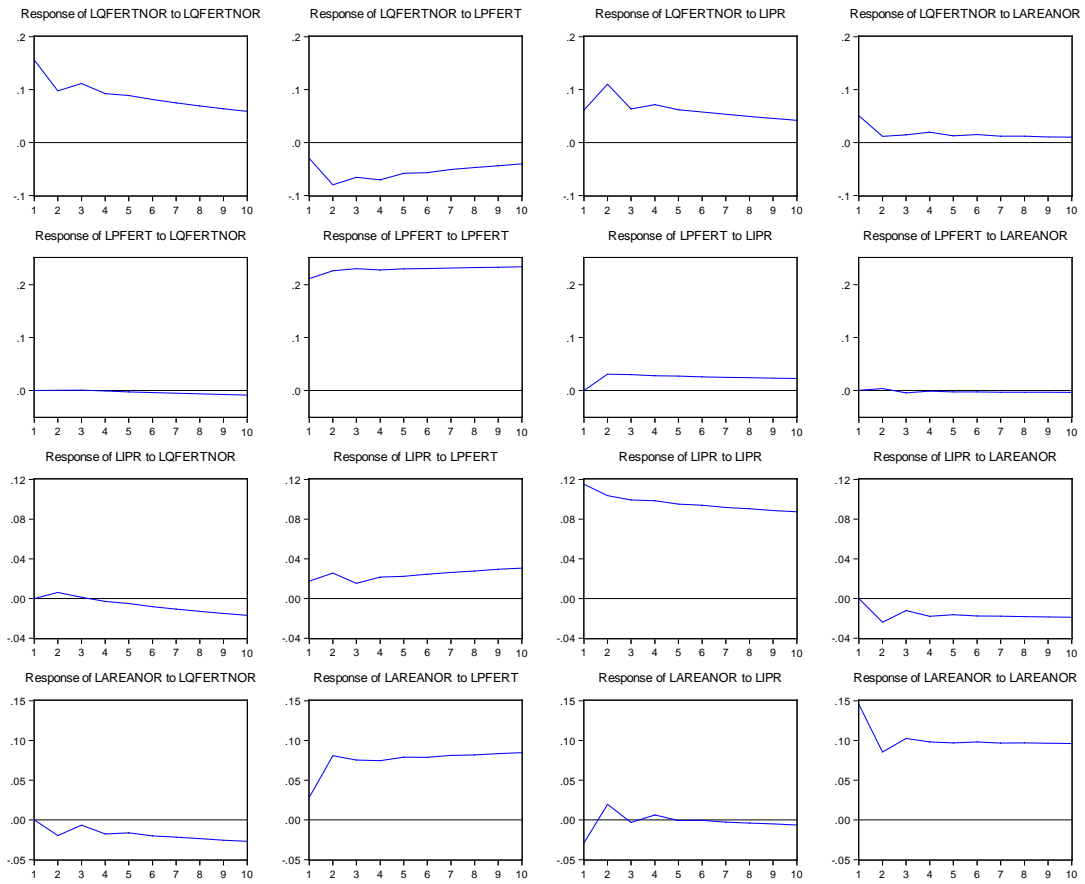
Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO E – Região Centro: Função impulso-resposta.



Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO F – Região Norte/Nordeste: Função impulso-resposta.



Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO G – Região Sul: Decomposição da variância.

LQFERTSUL:					
Período	Erro-padrão	LQFERTSUL	LPFERT	LIPR	LAREASUL
1	0.190330	91.03075	0.000000	2.719208	6.250042
2	0.248694	82.20888	3.171514	8.981720	5.637888
3	0.287076	81.30636	3.053079	9.385586	6.254972
4	0.310596	80.12457	3.205259	10.29975	6.370417
5	0.326564	79.66993	3.219189	10.58468	6.526202
6	0.337227	79.32194	3.243492	10.83949	6.595072
7	0.344565	79.12371	3.253311	10.97378	6.649200
8	0.349611	78.98596	3.261152	11.07144	6.681450
9	0.353115	78.89637	3.265893	11.13349	6.704246
10	0.355552	78.83465	3.269250	11.17677	6.719331
LPFERT:					
Período	Erro-padrão	LQFERTSUL	LPFERT	LIPR	LAREASUL
1	0.210201	3.198608	75.82067	1.864242	19.11648
2	0.309456	3.858449	69.39898	4.902609	21.83996
3	0.391050	3.677867	67.17347	5.766047	23.38262
4	0.459320	3.800322	65.83820	6.368023	23.99346
5	0.519386	3.939014	65.13101	6.610762	24.31922
6	0.573399	4.127521	64.68832	6.743306	24.44085
7	0.622909	4.321073	64.40984	6.792008	24.47708
8	0.668871	4.516692	64.22173	6.803166	24.45841
9	0.711962	4.705355	64.09141	6.790264	24.41297
10	0.752661	4.885084	63.99765	6.765064	24.35221
LIPR:					
Período	Erro-padrão	LQFERTSUL	LPFERT	LIPR	LAREASUL
1	0.115697	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.157979	0.210056	0.009240	97.21213	2.568572
3	0.195499	0.286601	0.048910	96.83528	2.829206
4	0.224479	0.674954	0.112480	96.15869	3.053873
5	0.249837	1.497956	0.201848	95.29611	3.004088
6	0.272170	2.584299	0.302844	94.21559	2.897267
7	0.292644	3.877334	0.410144	92.96353	2.748995
8	0.311678	5.283097	0.519394	91.60453	2.592980
9	0.329648	6.744364	0.627445	90.19000	2.438186
10	0.346755	8.212538	0.732310	88.76384	2.291316
LAREASUL:					
Período	Erro-padrão	LQFERTSUL	LPFERT	LIPR	LAREASUL
1	0.067055	0.000000	0.000000	0.081535	99.91846
2	0.102359	0.161499	3.661588	4.184905	91.99201
3	0.131059	0.344489	4.057471	4.942970	90.65507
4	0.154863	0.707395	4.645208	5.365814	89.28158
5	0.175388	1.190459	5.044523	5.424206	88.34081
6	0.193628	1.759323	5.406105	5.353509	87.48106
7	0.210203	2.377632	5.716820	5.217772	86.68778
8	0.225517	3.017152	5.993138	5.056769	85.93294
9	0.239836	3.658131	6.238673	4.888879	85.21432
10	0.253345	4.286513	6.458356	4.723541	84.53159

Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO H – Região Centro: Decomposição da variância.

LQFERTCENTRO:					
Período	Erro-padrão	LQFERTCENTRO	LPFERT	LIPR	LAREACENTRO
1	0.144135	86.98518	0.020579	12.54063	0.453617
2	0.187064	69.45087	0.209164	28.24142	2.098549
3	0.226014	59.62419	0.167450	36.61702	3.591343
4	0.258582	56.12845	1.037508	39.70720	3.126841
5	0.287847	53.77669	1.715985	41.64432	2.862996
6	0.312101	52.27382	1.486385	43.69088	2.548916
7	0.331471	51.56065	1.333127	44.65370	2.452527
8	0.348243	51.01328	1.242928	45.31820	2.425596
9	0.364071	50.57460	1.207132	45.82126	2.397009
10	0.378764	50.18267	1.182664	46.28087	2.353792

LPFERT:					
Período	Erro-padrão	LQFERTCENTRO	LPFERT	LIPR	LAREACENTRO
1	0.206209	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.299377	1.067873	95.72173	1.858643	1.351750
3	0.343893	1.631115	90.57147	3.722012	4.075404
4	0.366766	1.603034	89.41783	3.822639	5.156496
5	0.386958	1.484318	89.32702	3.569655	5.619004
6	0.411838	1.408296	89.68089	3.259698	5.651120
7	0.437593	1.372840	89.78605	3.113405	5.727704
8	0.461336	1.358881	89.68873	3.071895	5.880489
9	0.482892	1.334670	89.58865	3.024578	6.052106
10	0.503204	1.306152	89.55626	2.956122	6.181462

LIPR:					
Período	Erro-padrão	LQFERTCENTRO	LPFERT	LIPR	LAREACENTRO
1	0.127579	0.000000	1.126154	98.87385	0.000000
2	0.175665	0.877246	1.591827	96.55529	0.975640
3	0.213593	0.611639	2.653715	94.72621	2.008439
4	0.242143	0.539943	2.181111	94.66023	2.618712
5	0.265481	0.455180	1.816687	94.58765	3.140480
6	0.284939	0.395400	1.604766	94.76773	3.232104
7	0.303700	0.348161	1.461745	94.83689	3.353205
8	0.321556	0.311652	1.394697	94.85195	3.441706
9	0.338629	0.281057	1.317803	94.84589	3.555246
10	0.354591	0.256469	1.244977	94.84160	3.656958

LAREACENTRO:					
Período	Erro-padrão	LQFERTCENTRO	LPFERT	LIPR	LAREACENTRO
1	0.089405	0.000000	55.71113	3.689483	40.59939
2	0.124878	0.023707	67.99044	4.929117	27.05673
3	0.164622	0.966335	74.87918	5.283595	18.87089
4	0.186474	0.947675	76.63655	6.575293	15.84048
5	0.202068	0.921398	77.45900	6.830556	14.78905
6	0.215799	0.832867	78.36371	6.600890	14.20253
7	0.230235	0.753996	79.20988	6.262168	13.77395
8	0.244107	0.691499	79.96443	6.041668	13.30240
9	0.257256	0.637827	80.60143	5.866164	12.89458
10	0.269356	0.588430	81.13916	5.708580	12.56383

Fonte: Cálculos do autor.

ANEXO I – Região Norte/Nordeste: Decomposição da variância.

LQFERTNOR:					
Período	Erro-padrão	LQFERTNOR	LPFERT	LIPR	LAREANOR
1	0.177336	77.06387	2.880433	11.95341	8.102295
2	0.244142	56.62276	12.20597	26.66864	4.502635
3	0.283688	57.31549	14.38001	24.70395	3.600546
4	0.315364	54.97089	16.60264	25.12728	3.299188
5	0.338617	54.56586	17.33509	25.10134	2.997719
6	0.357824	54.00027	18.05028	25.08853	2.860920
7	0.373141	53.67493	18.46712	25.12326	2.734688
8	0.385779	53.43229	18.79836	25.11548	2.653876
9	0.396193	53.24104	19.04247	25.12764	2.588849
10	0.404846	53.10031	19.23118	25.12884	2.539676

LPFERT:					
Período	Erro-padrão	LQFERTNOR	LPFERT	LIPR	LAREANOR
1	0.211326	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.310885	0.000129	99.00537	0.982392	0.012113
3	0.387883	0.000380	98.75035	1.227052	0.022215
4	0.450584	0.000634	98.69893	1.282899	0.017536
5	0.506422	0.003798	98.67626	1.302265	0.017673
6	0.556959	0.008218	98.68677	1.287774	0.017238
7	0.603599	0.015241	98.69992	1.267349	0.017490
8	0.647177	0.023621	98.71894	1.239456	0.017987
9	0.688230	0.033546	98.73803	1.209831	0.018590
10	0.727193	0.044546	98.75697	1.179154	0.019332

LIPR:					
Período	Erro-padrão	LQFERTNOR	LPFERT	LIPR	LAREANOR
1	0.116414	0.000000	2.242307	97.75769	0.000000
2	0.159859	0.145056	3.740001	93.86868	2.246266
3	0.189171	0.106834	3.311112	94.56120	2.020856
4	0.215088	0.103767	3.552641	94.06777	2.275819
5	0.236757	0.131752	3.822938	93.68551	2.359797
6	0.256598	0.220489	4.158435	93.14068	2.480392
7	0.274504	0.341676	4.545655	92.52008	2.592584
8	0.291125	0.505293	4.944865	91.85176	2.698087
9	0.306646	0.699038	5.365283	91.13287	2.802812
10	0.321279	0.920748	5.790346	90.38731	2.901596

LAREANOR:					
Período	Erro-padrão	LQFERTNOR	LPFERT	LIPR	LAREANOR
1	0.150938	0.000000	3.570645	3.701213	92.72814
2	0.193193	1.032281	19.64361	3.261421	76.06269
3	0.231373	0.804638	24.28386	2.294040	72.61746
4	0.262771	1.080602	26.87824	1.832577	70.20859
5	0.291529	1.191970	29.19613	1.490163	68.12174
6	0.318097	1.403612	30.62716	1.251967	66.71726
7	0.342921	1.610302	31.96085	1.083456	65.34539
8	0.366453	1.831319	32.99042	0.960546	64.21772
9	0.388848	2.059482	33.90176	0.870847	63.16791
10	0.410322	2.288428	34.68345	0.806560	62.22156

Fonte: Cálculos do autor.