

**APLICAÇÃO DA LEI DE VERDOORN LOCAL PARA A FRUTICULTURA: UMA
ANÁLISE DO PERÍODO DE 1990 A 2004**

**PEDRO GUILHERME COSTA FERREIRA; EDUARDO SIMÕES DE ALMEIDA;
MARIA ISABEL DA SILVA ALVIM;**

UFJF

JUIZ DE FORA - MG - BRASIL

EDUALMEI@GMAIL.COM

APRESENTAÇÃO ORAL

EVOLUÇÃO E ESTRUTURA DA AGROPECUÁRIA NO BRASIL

**APLICAÇÃO DA LEI DE VERDOORN LOCAL PARA A FRUTICULTURA: UMA
ANÁLISE DO PERÍODO DE 1990 A 2004**

Grupo de pesquisa: Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil

Resumo

De modo geral, assume-se, com frequência, que na agricultura operam-se retornos constantes de escala. É interessante verificar essa hipótese para o caso da fruticultura, um setor dinâmico, ou seja, com elasticidade-preço da demanda maior do que um. Para ver isso, adotou-se uma abordagem da lei de Verdoorn, estimando-a pelo método das regressões ponderadas geograficamente (RPG). Os resultados mostraram que o melhor modelo para a agricultura no período de 1990 a 2004 foi o modelo de defasagem espacial local. O termo da defasagem espacial no modelo fornece evidências em favor da hipótese da existência de um efeito de transbordamento da pesquisa agrícola no Brasil. Houve, ainda, evidências de ocorrência de retornos crescentes de escala para a fruticultura tanto globalmente quanto localmente. Além disso, a evidência de ocorrência local de retornos crescentes foi revelada para todas as microrregiões.

Palavras-chave: lei de Verdoorn local; regressões ponderadas geograficamente; produtividade frutícola.

Abstract

In general terms, one assumes often the agricultural sector has constant returns to scale. It is noteworthy to verify this hypothesis for the case of fruit culture, a dynamic sector, that is, with demand price elasticity larger than one. To do so, a Verdoorn's law approach is adopted and estimated by geographically weighted regressions (GWR). The findings showed the best model for the agriculture over the period 1990-2004 was the local spatial lag model. The spatial lag provides evidence in favor of the hypothesis of existence of a spillover effect of agricultural research in Brazil. There was yet evidence of existence of increasing returns to

scale for fruit culture both globally and locally. Furthermore, the evidence of local existence of increasing returns to scale was revealed across all microregions.

Key words: local Verdoorn's law; geographically weighted regressions; fruit culture productivity.

1. INTRODUÇÃO

A partir do início do século XXI, com as transformações estruturais ocorridas na agricultura brasileira, a fruticultura se revelou como uma das atividades mais importantes no agronegócio, contribuindo decisivamente para o desenvolvimento econômico, não só em termos do volume de negócios para o mercado interno, com uma cadeia produtiva que envolve uma área de produção de 2,3 milhões de hectares, como também na geração de divisas através das exportações, sendo responsável pela maior produção mundial de laranja e mamão e estando entre os principais produtores de abacaxi, manga e banana. O setor é responsável pela geração de aproximadamente 5,5 milhões de postos de trabalho e um PIB de US\$ 11 bilhões (MAPA, 2006).

As mudanças políticas que ocorreram na década de 1990, tais como a maior abertura externa, a desregulamentação dos mercados e as novas políticas públicas para o setor agrícola, conseqüentemente para o setor da fruticultura, fizeram com que este setor passasse a operar dentro de uma estrutura mais competitiva. Desse modo, tais mudanças expuseram o setor a mais concorrência, tanto interna como externamente. Isso levou a uma tendência geral de aumento de produtividade frutícola e redução de custos (REZENDE, 2003).

De acordo com CONSIDERA et al. (2002), os ganhos de produtividade foram fundamentais para a manutenção dos preços dos produtos agrícolas (e.g. fruticultura) no pós Plano Real. De acordo com autor, os alimentos exerceram papel fundamental no processo de estabilização de preços, o que caracterizaria a existência da chamada “âncora verde”. Tal “âncora verde” pode ser traduzida como resultado de dois fatores: a) a transferência de benefícios gerados pelos expressivos ganhos de produtividade apresentados pelo setor agrícola, sob a forma de redução dos preços reais, e b) pelos ajustes ocorridos na cadeia produtiva desde o segmento produtivo até o varejo.

Principalmente ao longo das últimas três décadas, a fruticultura brasileira teve grandes ganhos de produtividade pela montagem bem sucedida de um aparato de pesquisa agropecuária que abrange o sistema Embrapa, as universidades brasileiras e institutos agrônômicos espalhados pelo país. Cabe notar que esse sistema tem uma estrutura regionalizada, sendo que o exemplo mais ilustrativo é a organização da própria Embrapa.

Nesse sentido, tal estrutura regionalizada está em consonância com o que McCunn e Huffman (2000) observam como uma importante implicação para o planejamento de pesquisas regionais que é o fato de que investimentos públicos em pesquisas agrícolas devem ser feitos de forma regional, pois, neste caso, o efeito de transbordamento é maior. Em outros termos, a instalação de um centro de pesquisas em um determinado local causa um efeito de transbordamento tecnológico entre as fazendas, proporcionando maiores ganhos de escala no que diz respeito ao aumento da produtividade. Desse modo, a tecnologia é expandida entre as regiões de maneira mais eficiente e equânime.

No entanto, antes de analisar os dados de produtividade média da fruticultura como um todo, cabe fazer uma abordagem inicial de como se comportou o setor frutícola no Brasil no que diz

respeito à produção. A produção brasileira de frutas, em 2004, foi superior a 39 milhões de toneladas (IBGE, 2006), sendo que destes aproximadamente 20 milhões de toneladas foram destinados aos mercados de frutas.

Como pode ser observado na tabela 1, o setor que mais produziu foi o de laranja, com uma produção de aproximadamente 18 milhões de toneladas em 2004, todavia, este mesmo setor teve uma queda de 79% na produção se comparado com o ano de 1990. Em segundo lugar em produção, está o setor de banana, com uma produção anual de 6,5 milhões de toneladas, e um aumento da produção de aproximadamente 1.000% em relação a 2004. Segundo EMBRAPA (2006), a produção nacional de frutas é destinada prioritariamente ao abastecimento do mercado interno.

Outras frutas que tiveram variação positiva na produção em relação a 1990 foram: mamão (150%), urucum (109%), uva (60%), abacaxi (100%), melancia (1.100%) e melão (470%). Quanto à produção de frutas que tiveram variação negativa, pode-se elencar: abacate (-64%), caqui (-65%), goiaba (-68%), laranja (-79%), limão (-84%), maçã (-63%), manga (-39%), maracujá (-81%), pêssego (-77%) e tangerina (-74%).

Tabela 1 – Produção (em 1.000 ton) e variação percentual da fruticultura brasileira

Fruto / Ano	1990	1997	2004	var.% (1990/2004)
Abacate	475	336	171	-64
Banana	551	541	6.584	1.095
Caqui	467	522	162	-65
Goiaba	1.280	1.516	408	-68
Laranja	87.603	115.234	18.314	-79
Limão	6.231	7.265	986	-84
Maçã	2.718	3.968	980	-64
Mamão	643	1.531	1.612	151
Manga	1.558	2.033	950	-39
Maracujá	2.644	2.986	492	-81
Pêssego	1.028	1.283	236	-77
Tangerina	4.408	5.216	1.163	-74
Urucum	6	10	13	117
Uva	805	891	1.291	60
Abacaxi	736	1.073	1.477	101
Melancia	146	208	1.719	1.077
Melão	59	148	341	478

Fonte: Produção Agrícola Municipal (PAM) - IBGE (2006)

Quanto às macro-regiões, conforme pode ser observado na tabela 2, todas as regiões brasileiras aumentaram sua participação na produção de frutas, exceto a região sudeste (IBGE, 2006).

A região Norte de clima tropical e úmido foi responsável por 6% da produção de frutas, principalmente na produção de banana e abacaxi. Quanto a região Centro-Oeste, está foi responsável por apenas 2% de produção do setor da fruticultura brasileira, com destaque para a produção de banana, laranja e abacaxi. A região Sul, conforme pode ser observado na tabela 9 aumentou sua participação na produção nacional em 6%, e ficou com uma participação de 14% do total.

Quanto à região Nordeste, de clima quente e seco, foi responsável por 20% da produção nacional de frutas, com um aumento de 10% em relação a 1990. Segundo OJIMA (2006), a fruticultura nordestina utiliza avançadas tecnologias de produção, o que viabiliza a colheita durante todo o ano, tanto de frutas temperadas quanto tropicais. Ainda, essa região possui como vantagem sua localização, pois detém as menores distâncias marítimas em relação aos principais mercados de frutas brasileiras, ou seja, a Europa e os Estados Unidos.

Com relação à região Sudeste, em 2004, está foi responsável por 59% da produção frutícola nacional, uma queda de 20 pontos percentuais em relação a 2004. Segundo SILVA *apud in* OJIMA (2006), há dois motivos principais para essa participação: a) a tradição em fruticultura e b) a proximidade com os maiores centros de consumo do espaço nacional. Componente dessa região, o estado de São Paulo é o principal produtor de frutas do Brasil, responsável por 45% da produção nacional. Considerando a grande participação do transporte no preço final do produto e a relevância da Grande São Paulo como o maior mercado consumidor do país, evidencia-se que a competitividade desse Estado no mercado interno é superior as demais regiões produtoras. Todavia, como pode ser observado na tabela 2, as diferenças na participação na produção nacional frutícola está diminuindo se comparado com 1990.

Tabela 2 – Participação das macro- regiões brasileiras na produção de frutas em 1990 e 2004

Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste	
1990	2004	1990	2004	1990	2004	1990	2004	1990	2004
2%	6%	10%	20%	79%	59%	8%	14%	1%	2%

Fonte: IBGE (2006)

Após analisar o comportamento da fruticultura brasileira, torna-se relevante observar, mesmo que de maneira exploratória, os indicadores de produtividade média frutícola no Brasil por frutos e de forma agregada.

Conforme pode ser observado na tabela 3, em 2004, o fruto que apresentou maior índice de produtividade foi o mamão (45,4), seguido pela maçã (29,7), laranja (22,2) e melão (22,0). Entre as regiões destaque para região Sudeste, que apresentou uma produtividade média agregada frutícola de 20,4 toneladas de fruto por hectare, superando a média nacional que foi de 18,3. Com relação a outras regiões, destaque para a região nordeste com 14 toneladas por hectare, e Sul com 13,7.

Tabela 3 – Produtividade Média Frutícola (ton/ha) em 2004 por macro-regiões

	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Abacaxi	24,9	20,5	26,5	28,9	19,2	22,7
Melancia	21,2	16,1	19,4	26,3	22,5	25,3
Melão	22,0	7,7	25,2	17,6	6,7	12,0
Abacate	14,1	6,5	9,6	15,3	13,7	15,9
Banana	13,3	10,8	12,6	14,8	18,7	9,4

Caqui	20,0	0,0	11,0	26,4	13,3	0,0
Figo	8,6	0,0	0,0	16,4	5,8	1,7
Goiaba	21,7	5,3	22,7	21,1	12,3	33,8
Laranja	22,2	13,7	14,0	24,3	18,0	18,9
Limão	20,0	7,1	11,8	22,3	14,4	10,2
Maçã	29,7	0,0	0,0	12,3	29,8	0,0
Mamão	45,4	8,5	45,9	57,1	11,3	28,0
Manga	13,0	6,0	13,3	12,8	11,7	10,1
Maracujá	13,2	8,5	12,0	17,4	12,9	12,1
Pera	11,1	0,0	0,0	13,7	10,3	0,0
Pêssego	9,8	0,0	0,0	21,0	8,3	0,0
Tangerina	18,4	8,9	12,4	22,6	14,0	13,7
Urucum	1,1	1,2	1,0	1,2	1,1	0,6
Uva	18,0	12,3	29,3	16,0	16,7	11,4

Fonte: PAM - IBGE (2006)

Um outro ponto importante de ser destacado é o motivo que levou este trabalho a analisar a evolução da produtividade média da fruticultura nas microrregiões ao longo do período selecionado, cobrindo o ano de 1990 até 2004. Esse intervalo de tempo testemunhou vários eventos que marcaram indelevelmente o desenvolvimento agrícola no Brasil, tais como a abertura econômica, a estabilização dos preços, a apreciação cambial (1994-1999) e a posterior depreciação cambial (a partir de fevereiro de 1999) que acarretou a expansão extraordinária das exportações, impulsionada também pela expansão do crescimento econômico do mundo.

O exposto acima permite, de maneira sucinta, mostrar a importância da produtividade para o setor frutícola e este para a economia brasileira. Tal tema foi explorado ultimamente pela análise de convergência da produtividade numa adaptação da discussão de convergência da renda, tema para o qual existe um grande número de trabalhos empíricos que trata dessa questão. O fundamento teórico para a análise de convergência, como proposto por Baumol (1986) e por Barro e Sala-i-Martin (1995), é derivado do modelo de Solow (1956), cujos pressupostos principais são retornos constantes de escala e a homogeneidade da tecnologia através do espaço. Por meio de seu modelo, Solow demonstra que existe uma tendência de convergência absoluta da renda per capita para o estado estacionário e, para isso, as regiões pobres precisam crescer mais rapidamente que as regiões ricas. Se a variável de convergência for a produtividade, as regiões com menor produtividade tendem a crescer mais aceleradamente até atingir o estado estacionário.

Com base nesse tipo de análise, existem alguns trabalhos sobre convergência da produtividade na literatura internacional, tais como Lusigi e Thirtle (1998), Suhariyanto e Thirtle (2001), Mukherjee e Kuroda (2003) e McLearn e Wu (2003). Entre os artigos relacionados ao tema publicados no Brasil, destacam-se o trabalho de Lopes (2004) e Almeida *et al.* (2006). Em Lopes (2004), analisa-se a evolução da produtividade da terra das 11 principais culturas brasileiras, avaliando o processo de convergência tanto absoluta quanto condicional dessa variável entre os estados produtores no período de 1960 a 2001. Em Almeida *et al.* (2006), analisa-se a convergência absoluta espacial da produtividade agrícola da terra para as microrregiões brasileiras entre o período de 1991 a 2003, detectando a existência de convergência, mas em ritmo muito lento.

A análise de convergência, na sua versão absoluta ou condicional, é útil, mas não capta vários aspectos relevantes sob uma perspectiva da análise regional empírica das atividades econômicas. Um dos princípios da economia regional é de que existem economias internas e externas de escala. Tais economias, ao lado de outras forças centrípetas, levam ao fenômeno da aglomeração (*clustering*) das atividades econômicas no espaço.

Assim sendo, os modelos de convergência baseados na produtividade são limitados em conseguir capturar outros aspectos relevantes para a teoria do crescimento endógeno (ROMER, 1990 e LUCAS, 1988) e da nova geografia econômica (FUJITA *et al.*, 1999; KRUGMAN, 1991), tais como progresso técnico endógeno, retornos crescentes de escala, processo de *catch-up*, externalidades e efeitos espaciais.

Contudo, adotar como um dos referenciais teóricos a nova geografia econômica levanta desafios, uma vez que se revela difícil construir modelos empíricos a partir dessa teoria por conta da sua abstração (FINGLETON, 1999). Mesmo um dos autores mais destacados desta corrente, Paul Krugman, reconhece tal falha (KRUGMAN, 1998).

A abordagem da Lei de Verdoorn é um caminho promissor de se montar um arcabouço teórico que leve em conta aspectos importantes para a economia regional e agrícola e que permita o confronto da teoria com o mundo empírico. A Lei de Verdoorn estabelece uma relação linear positiva entre a produtividade e a produção (FINGLETON, 2004a; FINGLETON, 2004b; FINGLETON e McCOMBIE, 2001).

A Lei de Verdoorn tem uma versão estática em que tal relação entre as variáveis é posta em termos de nível, bem como uma versão dinâmica em que a relação entre as variáveis é medida em termos de taxa de crescimento. O fundamento teórico para essa Lei repousa no fato de que o crescimento da produção engendra transformações na estrutura produtiva e na composição da demanda que induzem a introdução de novos processos de produção e novos produtos gerando, com isso, ganhos de produtividade (MARINHO *et al.*, 2002, p. 459).

Uma outra fundamentação teórica dessa relação empírica, proposta por Kaldor (1975), é que as atividades industriais estão sujeitas a tecnologias que proporcionam retornos crescentes de escala, internos e externos (economias de aglomeração). Assim, o aumento dos fatores de produção em certa proporção provoca um aumento numa proporção maior ainda da produção, fazendo com que a produtividade cresça.

Evidentemente, a formulação da Lei de Verdoorn original é muito simples para conseguir explicar todos os determinantes da produtividade. Por isso, é preciso ampliar o seu escopo, introduzindo componentes em sua equação básica, como será efetuado em seções posteriores deste trabalho.

Por fim, é preciso controlar para os efeitos espaciais (dependência espacial e heterogeneidade espacial),¹ cuja presença é esperada no setor de fruticultura, e se não levados em consideração, acarretam graves danos para a inferência estatística, tais como a inconsistência das estimativas dos coeficientes das regressões, inviabilizando recomendações de políticas públicas.

¹ Para maiores informações sobre a metodologia da econometria espacial, ver Anselin (1988), Anselin e Bera (1998), LeSage (1999) e Arbia (2005).

Não é difícil perceber que a fruticultura é muito sensível aos efeitos espaciais. Ao contrário da análise da convergência da produtividade que assume que a tecnologia é a mesma em todas as regiões, a abordagem da Lei Dinâmica de Verdoorn procura relaxar esse pressuposto, permitindo que haja diferenciação tecnológica entre as regiões, bem como a difusão da tecnologia que daí é advinda. O desenvolvimento das culturas agrícolas através do espaço é baseado numa estrutura muito heterogênea, pois depende de diferentes técnicas de produção, condições de climas, solo e topografia.

Em segundo lugar, vinculado diretamente ao progresso tecnológico, existem as externalidades que emergem das interações inter-regionais. É pouco provável que uma região seja capaz de internalizar todas as externalidades espaciais provenientes do avanço tecnológico dentro dos seus limites geográficos. Por outro lado, os efeitos de interdependência nas diferentes regiões produtoras manifestam-se de diversas formas, tais como a difusão espacial de certos fenômenos que influenciam os vizinhos, processos de competição espacial no âmbito da expansão da fronteira agrícola ou na formação de cinturões agrícolas.

Fingleton (2004a) usa a metodologia da econometria espacial tradicional para controlar os efeitos espaciais. Este trabalho pretende usar a metodologia das regressões ponderadas geograficamente (RPG) com dependência espacial para fazer o controle local destes efeitos, que se propugna mais apropriada. Para isso, são desenvolvidos o modelo de defasagem espacial local, o modelo de erro espacial local e o modelo cruzado regressivo espacial local. Esses modelos conseguem tratar tanto a heterogeneidade espacial extrema dos coeficientes das variáveis explicativas quanto a dependência espacial extrema, refletida na estimação local dos parâmetros, ou seja, um para cada região (unidade espacial).

Portanto, é elaborado um modelo empírico para investigar a produtividade frutícola brasileira sob a perspectiva da análise regional com base em aspectos abordados teoricamente pela nova geografia econômica, usando métodos quantitativos adequados para tal investigação. Por isso, propugna-se que a abordagem da lei dinâmica de Verdoorn local, a ser desenvolvida neste trabalho, é um avanço por incorporar esses elementos dentro do arcabouço da nova geografia econômica. As vantagens desta abordagem são claras, pois permitem levantar evidências empíricas da presença ou não de progresso técnico endógeno, retornos crescentes de escala, processo de *catch-up*, externalidades e do controle extremo dos efeitos espaciais.

Os principais resultados revelam que existem retornos crescentes para a fruticultura brasileira tanto globalmente quanto localmente. Há, também, consideráveis efeitos de alcance (*catch-up*) global nas microrregiões. Ademais, a lei de Verdoorn local foi representada pelo modelo de defasagem espacial local.

Além desta seção eminentemente introdutória, o artigo está organizado do seguinte modo. Na próxima seção, é apresentado o modelo teórico subjacente à equação dinâmica de Verdoorn. Na terceira seção, expõe-se a metodologia de regressões ponderadas geograficamente (RPG) para o desenvolvimento da versão local da equação de Verdoorn. A quarta seção apresenta o banco de dados usado para a estimação da equação de Verdoorn local para a fruticultura brasileira. A quinta seção exhibe os resultados econométricos e faz a sua discussão. Para a última seção, reservam-se as considerações finais, bem como recuperam-se as conclusões de relevo do artigo.

2. MODELO²

Para derivar a Lei de Verdoorn na sua versão dinâmica para a fruticultura, considera-se uma função de produção Cobb-Douglas:

$$Q = A_0 \exp(\theta t) F^\alpha T^\beta \quad (1)$$

na qual Q é o nível de produção da fruticultura, F é quantidade de um composto de fatores (trabalho e capital) e T é a quantidade do fator terra, ao passo que α e β são as elasticidades. O fator θ é o crescimento da produtividade total dos fatores, enquanto t representa o fator tempo.

Aplicando logaritmo natural, posteriormente diferenciando com relação ao tempo e fazendo os rearranjos apropriados, obtém-se a equação vinculando o crescimento da produtividade agrícola (p) ao crescimento da produção (q) e o crescimento do estoque dos outros fatores (f):

$$p = \theta/\beta + ((\beta - 1)/\beta)q + (\alpha/\beta)f + v \quad (2)$$

em que v representa choques aleatórios.

Como dados regionais de fatores de produção não estão disponibilizados, outros que não área plantada e colhida, assume-se que a taxa de crescimento dos outros fatores (f) é igual à taxa de crescimento da produção (q).³ Sob esse pressuposto, a equação (2) transforma-se em:

$$p = \theta/\beta + ((\alpha + \beta - 1/\beta))q + v \quad (3)$$

Essa última equação é a chamada Lei de Verdoorn dinâmica. Defina b_1 como sendo:

$$b_1 = (\alpha + \beta - 1/\beta) \quad (4)$$

Se esse coeficiente for maior que zero, tem-se que $\alpha + \beta > 1$ e, portanto, ocorrem retornos crescentes de escala. Se b_1 for negativo, têm-se retornos decrescentes de escala. Um coeficiente nulo para b_1 representa uma situação em que operam retornos constantes de escala. Esse termo é denominado de coeficiente de Verdoorn.

Dentro de uma perspectiva de análise regional empírica, deve-se ampliar o alcance da Lei Dinâmica de Verdoorn. Seguindo a teoria do crescimento endógeno, pode-se considerar, neste modelo, progresso técnico endógeno. Para isso, considera-se:

$$\theta = \theta' + \varphi q + \zeta \quad (5)$$

A equação (5) informa que o crescimento da produtividade total de fatores depende não apenas de um componente exógeno, mas também do crescimento da produção agrícola, além de choques aleatórios (ζ). Nesta equação, φ é o parâmetro de resposta de θ para mudanças em q .

Substituindo (5) em (3), obtém-se:

² O desenvolvimento dessa seção está baseado no modelo alternativo da equação dinâmica de Verdoorn descrito em Fingleton e McCombie (1998), Fingleton e López-Bazo (2006), Fingleton (2001a, 2001b, 2004a e 2004b) e Martinho (2005).

³ Similarmente, Fingleton (2004a) assume, na sua adaptação para a equação dinâmica de Verdoorn, que a taxa de crescimento do capital é igual à taxa de crescimento da produção.

$$p = \theta/\beta + (\varphi + \alpha + \beta - 1/\beta)q + u \quad (6)$$

em que $u = v + \xi$.

Será adotada neste artigo a especificação teórica denotada pela equação (3) em detrimento dessa especificação.

Pode-se incorporar, ainda, outras variáveis para explicar a resposta da taxa de crescimento da produtividade agrícola (p), especialmente aquelas representando a influência de políticas agrícolas. Chamando essas variáveis de Z , a equação (3) é reescrita como⁴:

$$p = b_0 + b_1q + b_2Z + u \quad (7)$$

em que $b_0 = \theta/\beta$ e $b_1 = (\alpha + \beta - 1/\beta)$.

Processos de difusão tecnológica ocorrem no espaço, fazendo com que regiões menos desenvolvidas em termos de produtividade busquem alcançar regiões mais desenvolvidas. Como na análise de convergência, é possível incluir a variável do nível de produtividade do início do período (P_0):

$$p = b_0 + b_1q + b_2Z + b_3P_0 + u \quad (8)$$

Todavia, vale a pena tentar capturar com mais precisão a difusão tecnológica, tão presente na evolução da fruticultura brasileira. Para acomodar mais precisamente essa dinâmica tecnológica, deve-se construir uma medida de *gap* de produtividade (FINGLETON, 2004a):

$$G_0 = 1 - (P_0/P_0^*) \quad (9)$$

em que P_0 é o nível da produtividade frutícola da região no ano-base e P_0^* é o maior nível de produtividade no ano-base. Com G_0 pode-se analisar se está ocorrendo um mecanismo de *catch-up* (alcance) tecnológico. De acordo com Fingleton (2000, p. 287), a variável de *catch-up* justifica-se pelo “pressuposto de que diferenças em tecnologia causam diferenças em crescimento da produtividade e que a difusão tecnológica para países com menores níveis iniciais de tecnologia causa um crescimento mais rápido”. Incluindo tal variável em (7), chega-se a:

$$p = b_0 + b_1q + b_2Z + b_3G_0 + u \quad (10)$$

Falta, ainda, controlar a equação de Verdoorn para os chamados efeitos espaciais, ou seja, a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. No entanto, antes de incluir componentes espaciais para capturar isso, é preciso apresentar a metodologia que permite controlar para a manifestação extrema dos efeitos espaciais na próxima seção.

3. METODOLOGIA

Esta seção procura construir modelos que possam controlar para os dois efeitos espaciais de tal sorte que tenha condições de acomodar a heterogeneidade espacial, relacionada à não-estacionariedade das relações, bem como a dependência espacial, vinculada à interação inter-regional. Em outros termos, o objetivo é elaborar a equação de Verdoorn local.

⁴ Vale observar que não é escopo deste trabalho testar a variável Z .

Para isso, é adotada a metodologia das regressões ponderadas geograficamente (RPG), desenvolvida a partir de um conjunto de trabalhos de Fotheringham, Brundson e Charlton. Originalmente, essa metodologia foi elaborada para tratar da heterogeneidade extrema, manifestada nos coeficientes na presença de não-estacionariedade das respostas das variáveis explicativas através do espaço. Assim, de acordo com Fotheringham *et al.* (2000, p. 108), o método RPG reconhece que é possível existir variações espaciais nas relações (não-estacionariedade), que se refletem em diferentes coeficientes, um para cada região i .

Fotheringham *et al.* (2002) admitem que o método incorpore a dependência na forma de defasagem espacial. Para acomodar outras formas de dependência espacial extrema, o que será feito neste artigo é expandir o método RPG a fim de incorporar a dependência espacial na forma de erro auto-regressivo e na forma de transbordamentos espaciais das variáveis explicativas.

Para apresentar esta metodologia, considera-se, em primeiro lugar, o modelo de regressão linear clássico para dados espaciais em corte transversal da equação (10). Convém notar que b_k são coeficientes globais estimados, fornecendo uma resposta média das relações em análise, supostamente a mesma para qualquer região.

O modelo de regressão ponderada geograficamente é um desenvolvimento do modelo (10) para permitir que exista a estimação de coeficientes locais, refletindo a não-estacionariedade das respostas das variáveis explicativas. É especificado como:

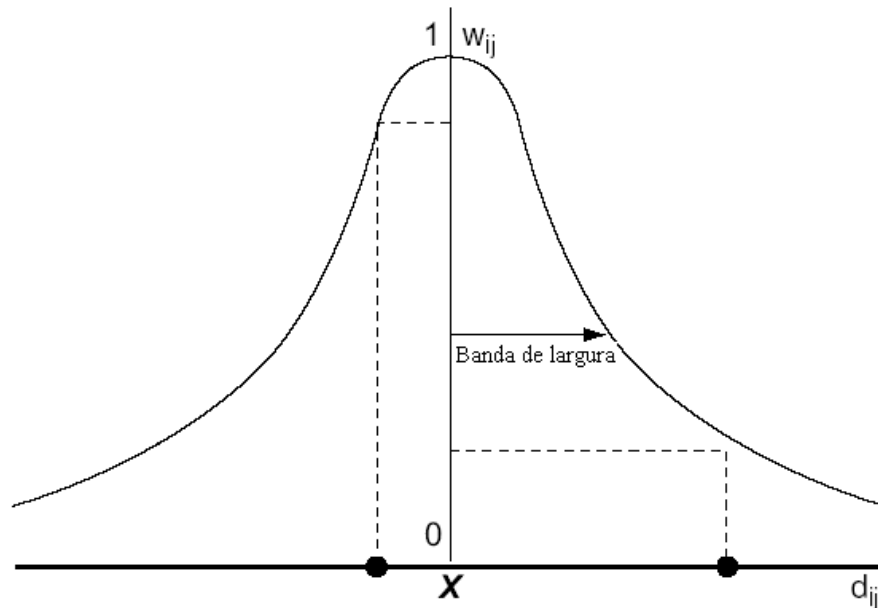
$$p_i = b_0(u_i, v_i) + b_1(u_i, v_i)q_i + b_3(u_i, v_i)G_{i0} + \varepsilon \quad (11)$$

em que (u_i, v_i) representa as coordenadas do ponto i no espaço e $b_k(u_i, v_i)$ é a realização da função contínua $b_k(u, v)$ no ponto i .

Em consonância com a lei de Tobler, o método RPG admite que os dados mais próximos do ponto da regressão têm uma probabilidade maior de influenciá-lo. Dessa forma, o modelo RPG pressupõe uma ponderação geográfica da estimação dos parâmetros da equação (11): cada observação da amostra é ponderada de acordo com a sua distância para o ponto em que se baseia a regressão. As observações mais próximas possuem um peso maior, ao passo que as observações mais distantes, um menor peso.

A largura da banda é um outro conceito importante na metodologia RPG. A largura da banda pode ser considerada como um parâmetro de suavização: quanto maior a banda, maior é a suavização dos coeficientes locais, pois mais observações serão usadas em volta do ponto de calibragem; por sua vez, quanto menor a banda, mais heterogeneidade nas respostas se terá, pois menos observações serão usadas ao redor do ponto de calibragem. A figura 1 mostra a representação gráfica desses conceitos.

Figura 1. O Kernel Espacial Fixo

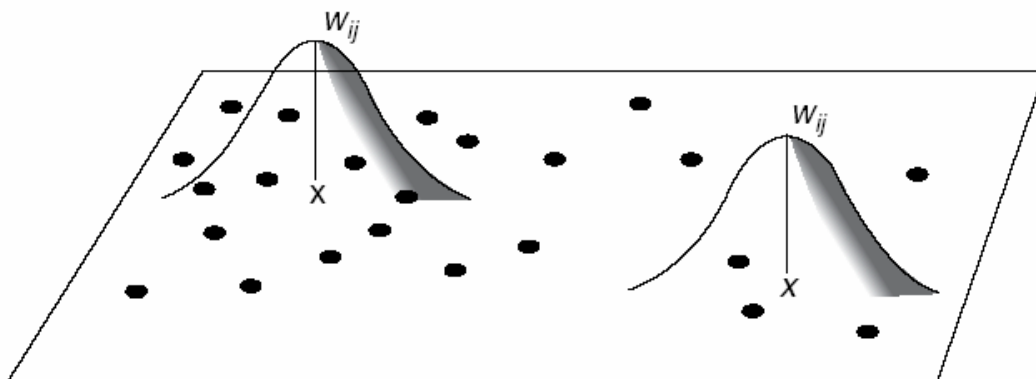


- X** Ponto de regressão w_{ij} É o peso da observação j no ponto de regressão i
- Observação d_{ij} É a distância entre o ponto de regressão i e a observação j

Fonte: Fotheringham et al. (2002).

Tal ponderação é feita pelo kernel espacial. A figura 2 abaixo mostra como o kernel espacial opera:

Figura 2. O Kernel Espacial Fixo



- X** Ponto de regressão
- Observação

Fonte: Fotheringham et al. (2002).

O kernel espacial fixo permite fazer a calibragem do modelo para n sub-amostras em torno do ponto de regressão i . Cada sub-amostra é definida pelo kernel espacial. Cabe frisar que a calibragem do modelo não necessariamente precisa ser feita com base em pontos de regressão que façam parte da amostra de dados. A calibragem pode ser feita para qualquer ponto definido no espaço pelas coordenadas (u_i, v_i) .

Com o kernel espacial fixo (ver figura 2), significando uma largura de banda também constante, pode redundar em certas sub-amostras, localizadas em regiões densas em dados, em levar em conta muitas observações para calibrar o modelo, podendo os coeficientes sofrer de viés. Inversamente, o problema do kernel fixo em regiões em que os dados são escassos é de ineficiência: o kernel é menor do que precisava ser para calibrar apropriadamente os coeficientes locais, sendo usadas poucas observações e, por conseqüência, poucas informações (FOTHERINGHAM *et al.* 2002, p. 57).

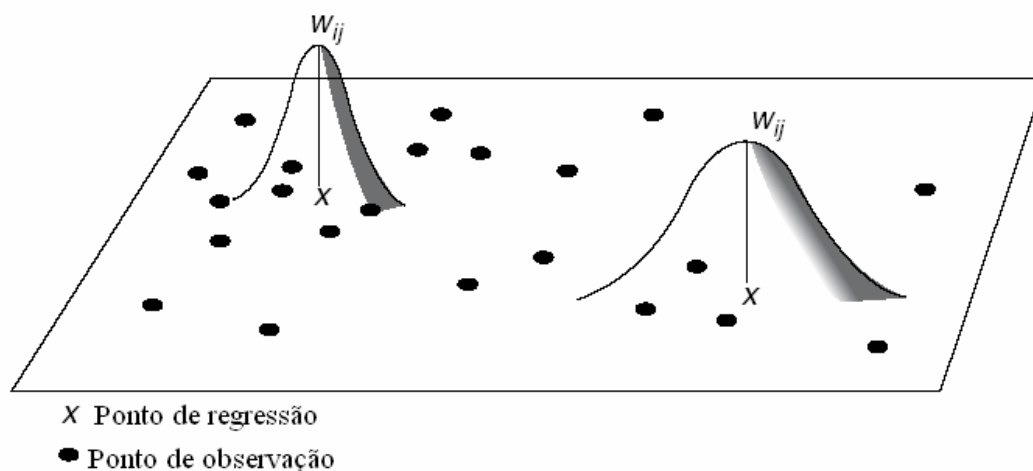
Esse é o problema com o kernel espacial de natureza fixa. Para contornar tal limitação, é preciso definir a função de ponderação espacial que gere um kernel adaptativo no sentido em que ele se expanda em áreas em que as observações sejam escassas e encolha em áreas em que as observações são abundantes, ou seja, regiões com alta densidade de dados.

Uma função de ponderação adaptativa é a função bi-quadrada definida como:

$$w_{ij} = \begin{cases} [1 - (d_{ij}/b)^2]^2 & \text{se } d_{ij} < b_i \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (12)$$

Até a distância crítica b_i , os pesos decaem conforme uma curva normal dada pela função gaussiana. Depois de b_i , os pesos não contribuem para calibrar os coeficientes locais da regressão. A largura da banda (b) é definida de tal sorte que haja o mesmo número de observações em torno de cada ponto de regressão. A representação gráfica do kernel espacial adaptativo pode ser vista na figura 3.

Figura 3. O Kernel Espacial Adaptativo



Fonte: Fotheringham *et al.* (2002).

Consoante Fotheringham *et al.* (2002), o estimador de RPG é um estimador de mínimos quadrados ponderados (MQP), com a distinção de que os pesos não são fixos, mas modificam-se de acordo com a proximidade do ponto de regressão i , identificado pelas coordenadas (u_i, v_i) , como expresso na equação 12.

Até aqui é patente que a metodologia RPG logra êxito em acomodar o efeito espacial representado pela heterogeneidade espacial extrema, manifestada nos coeficientes (de

intercepto quanto de inclinação). A pergunta que permanece, todavia, é: e quanto ao segundo efeito no espaço, ou seja, a dependência espacial?

A metodologia RPG também pode aninhar os dois efeitos conjuntamente. A dependência espacial pode ser levada em conta tanto globalmente quanto localmente.

Se uma região passa por um avanço tecnológico vigoroso, muito raramente será capaz de internalizar todos os seus benefícios. Parte desses benefícios transbordará espacialmente para outras regiões, sobretudo as mais próximas ou as mais conectadas. Ademais, a interação inter-regional provocará efeitos do tipo vizinhança ou de imitação. Para se levar em conta os efeitos espaciais, é necessário incorporar diversos componentes espaciais manifestados na variável dependente, nas variáveis explicativas ou, ainda, no termo de erro.

Um primeiro caso de controle para efeitos espaciais é a situação em que a produtividade de uma região é influenciada pela produtividade das regiões vizinhas ou de seu entorno. Para ver isso, considere o seguinte modelo, incorporando a dependência espacial na forma da variável dependente defasada espacialmente dentro da metodologia RPG:

$$p_i = \rho(u_i, v_i)Wp_i + b_0(u_i, v_i) + b_1(u_i, v_i)q_i + b_3(u_i, v_i)G_{i0} + \varepsilon \quad (13)$$

em que Wp_i é a variável dependente defasada espacialmente (neste caso, a média da taxa de crescimento da produtividade agrícola nos vizinhos) de acordo com uma matriz de ponderação espacial que define um arranjo a fim de que a interação inter-regional aconteça.⁵

Duas observações precisam ser feitas a respeito da equação (13). O intercepto é estimado localmente, $b_0(u_i, v_i)$. O parâmetro espacial ρ fornece a informação a respeito do grau de autocorrelação espacial. Contudo, nesta especificação, $\rho(u_i, v_i)$ é um coeficiente espacial estimado localmente. Em outros termos, para cada região i , tem-se a informação local de qual é a magnitude do valor de ρ e o seu sinal, positivo ou negativo. Esse é o único modelo econométrico-espacial local considerado em Fotheringham *et al.* (2002). São desenvolvidos, neste artigo, pioneiramente, dentro da abordagem de RPG, dois outros modelos econométrico-espaciais locais a seguir.

Em vez de ser a média da produtividade nos vizinhos, o efeito espacial pode se manifestar no termo de erro, caracterizando efeitos não-modelados (ou não-medidos) que estejam autocorrelacionados espacialmente. Assim, o modelo de erro espacial local pode ser expresso:

$$p_i = b_0(u_i, v_i) + b_1(u_i, v_i)q_i + b_2(u_i, v_i)Z + b_3(u_i, v_i)G_{i0} + \varepsilon \quad (14.1)$$

$$\varepsilon = \lambda(u_i, v_i)W\varepsilon + \xi \quad (14.2)$$

na qual permanece a mesma notação como antes, com exceção de que λ é o coeficiente espacial, estimado localmente, e o termo de erro (ξ) é idêntica e independentemente distribuído (iid), com média zero e variância constante.

Um outro modelo é o regressivo cruzado espacial local, procurando investigar se existem transbordamentos da média das taxas de crescimento da produção, do *gap* de produtividade e de outras variáveis (política agrícola) dos vizinhos sobre a região:

⁵ Para maiores detalhes técnicos sobre matrizes de ponderação espacial, consulte Anselin (1988) ou LeSage (1999).

Pode-se, assim, especificar o modelo RPG com dependência espacial na forma de transbordamentos espaciais locais para a equação dinâmica de Verdoorn:

$$p_i = b_0(u_i, v_i) + b_1(u_i, v_i)q_i + b_3(u_i, v_i)G_{i0} + \tau_1(u_i, v_i)Wq_i + \tau_3(u_i, v_i)WG_{i0} + \varepsilon \quad (15)$$

em que Wx_{ik} são as variáveis independentes defasadas espacialmente segundo um critério de matriz de pesos espaciais.

Os coeficientes τ_k são estimados localmente. Isso significa que para cada região há um coeficiente indicando o grau da dependência espacial referente ao transbordamento espacial de uma variável Wx_{ik} específica, dado por $\tau_k(u_i, v_i)$. Essa é uma informação que pode ser muito útil para a formulação de políticas públicas.

Nota-se que, na especificação da regressão, caso haja alguma justificativa teórica, algumas variáveis independentes espacialmente defasadas podem ser excluídas. Assim, os τ_k associados a essas variáveis não serão estimados.

Há, ainda, a possibilidade de se propor o modelo de Durbin espacial em que, além da inclusão da variável dependente defasada espacialmente, introduzem-se as variáveis independentes espacialmente defasadas. Formalmente:

$$p_i = b_0(u_i, v_i) + \rho(u_i, v_i)Wp_i + b_1(u_i, v_i)q_i + b_3(u_i, v_i)G_{i0} + \tau_1(u_i, v_i)Wq_i + \tau_3(u_i, v_i)WG_{i0} + \varepsilon \quad (16)$$

4. DADOS

Este trabalho utiliza a base de dados gerada por intermédio do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática), do qual se extraem informações referentes ao setor de fruticultura, oriundas da Pesquisa Agrícola Mensal (PAM), realizada pelo IBGE.

Devido à incompatibilidade de unidade de medida, já que a PAM não apresenta todos os dados referentes à produção total em toneladas, utilizou-se um conversor de unidade de medida para transformar as diversas unidades de medidas de grandeza (*i.e* mil cachos, mil frutos) para tonelada. Foi construído um indicador parcial de produtividade frutícola média da terra, formado pela razão entre a produção frutícola total (em tonelada) e a área plantada (em hectares) em nível de microrregião.

Para o caso específico da fruticultura, a variável Z do modelo teórico não será incorporada no modelo econométrico, pois não há dados disponíveis para política agrícola direcionada para o fomento da produção frutícola.

Um outro aspecto relevante, conforme ressaltado anteriormente, é o período mais recente selecionado para a análise. Esse período recente pode ser considerado promissor para a agricultura em termos de expansão da produção e de obtenção de ganhos de produtividade, e consequentemente para a fruticultura. Sem sombra de dúvida, neste período, consolida-se a posição do País como um dos mais importantes e competitivos produtores frutícolas do mundo, conforme mencionado na introdução deste trabalho.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, serão regredidos os modelos para a equação de Verdoorn local, de acordo com os passos do seguinte procedimento:

- i) Em primeiro lugar, estima-se o modelo básico, representado pela equação (11), com apenas o controle para a heterogeneidade espacial dos coeficientes, pelo método dos mínimos quadrados ponderados.
- ii) Posteriormente, averiguam-se os resíduos para a presença de dependência espacial. Se não houver indicação de dependência espacial, considera-se o modelo básico para a equação de Verdoorn local como o mais apropriado e encerra-se o procedimento. Caso contrário, segue-se para o passo iii;
- iii) Regridem-se os modelos de defasagem espacial local (equação 13), de erro espacial local (equações 14.1 e 14.2) e de transbordamentos espaciais locais (equação 15) dentro da abordagem RPG;
- iv) Seleciona-se o melhor modelo pelo critério de informação AIC e averiguam-se os resíduos para checar a independência espacial.

Os resultados globais das regressões da equação de Verdoorn básico estão reportados na coluna A da tabela 2. Dois resultados classificam esse modelo como insatisfatório. Primeiro, o valor do critério de informação é o segundo mais elevado de todos os modelos estimados. Segundo, os resíduos desta regressão foram testados para dependência espacial, rejeitando-se a hipótese nula de que os resíduos são distribuídos aleatoriamente, com base na estatística de *I* de Moran⁶.

Tabela 2. Resultados Globais da Estimação das Regressões Espaciais Locais

⁶ O valor da probabilidade do *I* de Moran foi de 0,024

Coeficientes	Regressões				
	A	B	C	D	E
Constante	0.199	0.198	0.209	0.051	0.227
	7.192	7.660	7.672	1.431	6.234
q	0.261	0.146	0.166	0.167	0.167
	15.277	9.480	10.368	9.673	8.674
G0	0.169	0.231	0.261	0.250	0.252
	10.385	14.180	15.605	14.615	13.232
Wp		0.443		0.757	
		9.106		11.723	
We			0.570		
			4.788		
Wq				-0.130	0.010
				-4.315	0.311
WG0				-0.185	0.0370896
				-5.278	1.1240377
R2 Ajustado	0.502	0.566	0.521	0.601	0.502
AIC	905.976	830.156	885.354	786.150	908.150

Fonte: elaboração própria dos autores

Nota (1): o primeiro número é o valor do coeficiente estimado e o número embaixo denota o valor de t.

Dando continuidade ao procedimento, foram estimadas quatro equações de Verdoorn local, incorporando dependência espacial em diversas formas. Regrediram-se o modelo de defasagem espacial local (regressão B da tabela 2), o modelo de erro espacial local (regressão C), o modelo de Durbin Espacial local (regressão D) e o modelo de transbordamentos espaciais locais (regressão E).⁷ Desses modelos, aquele que apresentou o mais baixo valor do critério de informação (786,150) foi o modelo de Durbin espacial local para a equação de Verdoorn (regressão D da tabela 2). No entanto, ao testar os resíduos da regressão para ver se houve ou a correção da dependência espacial o modelo que melhor corrigiu a dependência a 5% foi o modelo de defasagem espacial local, por isso, será o modelo a ser analisado (regressão B na tabela 2).

Com base nesse modelo, é possível analisar os coeficientes globais estimados. O coeficiente de Verdoorn b_1 que acompanha a variável da taxa de crescimento da produção agrícola (q) tem sinal positivo (0,146) e revela-se altamente significativo, em termos estatísticos, em 1%. Por assumir um valor acima de zero, esse coeficiente indica a existência de retornos crescentes de escala na fruticultura.

Como pode ser depreendido do coeficiente que acompanha a variável $G0$, existe um significativo efeito de *catch-up* na fruticultura, ou seja, microrregiões que estão distantes da fronteira de produtividade no início do período (1990) apresentam uma elevada taxa de

⁷ A ponderação espacial usada foi baseada numa matriz de k vizinhos mais próximos ($k=6$).

crescimento da produtividade (p), tendendo a alcançar as regiões com os maiores níveis de produtividade no período inicial.

A variável dependente espacialmente defasada (Wp), ou seja, a média da taxa de crescimento da produtividade da fruticultura nas microrregiões vizinhas tem uma influência positiva sobre p .

A melhoria na qualidade do ajuste do modelo local da equação de Verdoorn em comparação com o modelo global é revelado quando se confronta os valores do critério de informação. Por exemplo, o modelo global com defasagem espacial da equação de Verdoorn apresentou um valor para o critério Akaike de 830,15, ao passo que o modelo local com defasagem espacial possui um valor para esse critério de 786,57. Isso representa uma considerável melhora, indicando ser a estimação local a mais apropriada para se atingir a um melhor modelo.

Toda a análise prévia envolveu coeficientes globais estimados. A grande vantagem da metodologia RPG é prover coeficientes locais, isto é, reconhecer que as respostas de uma variável não precisam ser a mesma para todas as regiões (não-estacionariedade). Para verificar a hipótese da estacionariedade das relações representadas pelas variáveis da regressão B, adota-se o teste de Monte Carlo⁸, reportado na tabela 3.

Tabela 3. Teste de Monte Carlo para a Estacionariedade dos Parâmetros

Parâmetro	P - valor
constante	0.000
q	0.040
$G0$	0.420
Wp	0.000

Fonte: elaboração própria dos autores

De acordo com a tabela 3, observa-se que não se rejeita, em 5%, a hipótese nula de estacionariedade para os coeficientes da constante e para a variável do efeito *catch-up* ($G0$). Assim sendo, existem evidências estatísticas de que os coeficientes que acompanham o efeito *catch-up* sejam globais e não locais. Por outro lado, pode-se rejeitar, em 1%, a hipótese de estacionariedade para a variável q . Assim, os coeficientes de Verdoorn, b_1 , que acompanham essa variável - e que fornecem a informação dos retornos de escala - são locais.

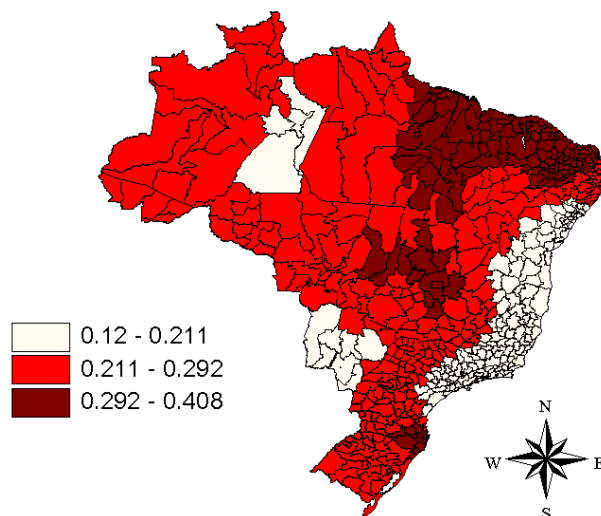
A figura 4 mostra a distribuição dos coeficientes locais de Verdoorn (b_1), que fornecem a informação sobre os retornos de escala para cada microrregião. A respeito da figura 4, a primeira observação a ser destacada é que existem evidências de retornos crescentes de escala para todas as microrregiões. Esse não é um resultado trivial, pois se considera como pressuposto teórico em vários modelos que a fruticultura, como a agricultura como um todo, seria um setor em que operariam retornos constantes de escala.

No caso do Brasil, isso ocorre provavelmente em virtude da expansão da fronteira frutícola, conforme pode ser observado na figura 4, a região Nordeste foi a que apresentou maior retorno de escala para o período analisado, isso pode ser explicado, principalmente, devido aos incentivos dados a fruticultura na região (e.g. uva) que se adaptaram muito bem ao clima e ao solo da mesma.

⁸ Para detalhes técnicos sobre o teste de significância de Monte Carlo para verificar a estacionariedade das relações, consulte Fotheringham *et al.* (2002).

Outro ponto importante de ser destacado é o elevado índice de ganhos de escala no Brasil como um todo, este fato, comprova o que foi dito na seção 1 deste trabalho de que o setor da fruticultura vem crescendo de forma acelerada e sustentada no País.

Figura 4. Distribuição Espacial dos Retornos de Escala por Microrregião



Fonte: elaboração própria dos autores

Nota: a legenda representa os retornos de escala

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve o objetivo de elaborar uma equação de Verdoorn local para a fruticultura. O modelo teórico foi adaptado para a fruticultura com base no desenvolvimento da lei de Verdoorn num contexto regional, incorporando idéias da nova geografia econômica. Em termos metodológicos, foi feito uma extensão do método de regressões ponderadas geograficamente (RPG) para acomodar os efeitos espaciais extremos, ou seja, tanto a heterogeneidade espacial extrema, manifestada nos coeficientes (intercepto e, ou coeficientes de inclinação) estimados para cada região, quanto a dependência espacial extrema, refletida na estimação de parâmetros espaciais também para cada região.

Nesse sentido, dentro da abordagem de RPG, além do modelo de defasagem espacial local, descrito em Fotheringham *et al.* (2002), foram desenvolvidos, neste artigo, o modelo de erro auto-regressivo local, o modelo de Durbin Espacial local e o modelo de transbordamentos espaciais locais.

Os resultados mostraram que o melhor modelo para representar a lei de Verdoorn para a agricultura no período de 1990 a 2004 foi o modelo de defasagem espacial local. O termo da defasagem espacial no modelo fornece evidências em favor da hipótese de existe um efeito de transbordamento da pesquisa agrícola no Brasil, realizada pela Embrapa e pelo sistema de universidade e institutos através das regiões, e reforça a idéia de McCunn e Huffman (2000) de que a pesquisa regionalizada conduziria a esses *spillovers* que beneficiariam a elevação da produtividade.

Houve, ainda, evidências de ocorrência de retornos crescentes de escala para a fruticultura tanto globalmente quanto localmente. A evidência de ocorrência local de retornos crescentes foi revelada para todas as microrregiões.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. **Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?** Mimeo., CMEA/FEA/UFJF, 2006.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models.** Kluwer Academic, Boston, 1988.

ANSELIN, L. e BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: Ullah A. and Giles D. E. (eds.) **Handbook of Applied Economic Statistics**, Marcel Dekker, New York, pp. 237-289, 1998.

ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence.** Advances in spatial econometrics, Springer, New York, 2005.

BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth.** McGraw Hill. New York, 1995.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072-85, 1986.

CONSIDERA, C. M., SOUSA, E. L. L., BRACALE, G. **ÂNCORA Verde: o papel da agricultura no ajuste econômico.** SEAE Brasília: Distrito federal, 2002.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade. Brasília, 2001.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Produção Orgânica de frutas. Bahia, 2005.

EMBRAPA (Mandioca e Fruticultura Tropical). Brasília, 2006. Disponível em: < <http://www.cnpmf.embrapa.br> > Acesso em: 20 jul 2006.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). Brasília, 2006. Disponível em: < <http://www.embrapa.br> > Acesso em: 15 jul 2006.

FINGLETON, B. e McCOMBIE, J. S. L. Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European union regions. **Oxford Economic Papers**, vol. 50, p. 89-105, 1998.

FINGLETON, B. e LÓPEZ-BAZO, E. Empirical growth models with spatial effects. **Papers in Regional Science**, vol. 85, n. 2, p. 177-198, 2006.

FINGLETON, B. Regional economic growth and convergence: insights from a spatial econometric perspective. In Anselin, L., Florax, R. J. G. M. e Rey, S. J. (ed.). **Advances in spatial econometrics.** Springer, New York, 2004a.

FINGLETON, B. Theoretical economic geography and spatial econometrics: bridging the gap between theory and evidence. In Getis, A., Mur, J. e Zoller, H. G. **Spatial econometrics and spatial statistics**. Palgrave MacMillan, New York, 2004b.

FINGLETON, B. Theoretical economic geography and spatial econometrics: dynamic perspectives. **Journal of Economic Geography**, vol. 1, p. 201-225, 2001a.

FINGLETON, B. Equilibrium and economic growth: spatial econometric models and simulations. **Journal of Regional Science**, vol. 41, p. 117-147, 2001b.

FINGLETON, B. **Economic geography with spatial econometrics: a “third way” to analyse economic development and “equilibrium”, with application to the EU regions**. Mimeo., Department of Land Economy, University of Cambridge, 1999.

FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C. e CHARLTON, M. **Geographically weighted regressions: the analysis of spatially varying relationships**. John Wiley & Sons Ltd, West Sussex, 2002.

FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C. e CHARLTON, M.. **Quantitative Geography: perspectives on spatial data analysis**. Sage publications, Londres, 2000.

FUJITA, M., KRUGMAN, P. e VENABLES, A. **The spatial economy: cities, regions and international trade**. MIT Press, Cambridge, 1999.

GUIMARÃES, P. W. **A lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. Dissertação de Mestrado, ESALQ/USP, Piracicaba, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE FRUTAS (IBRAF). Brasília, 2006. Disponível em: < <http://www.ibraf.org.br> > Acesso em: 15 jul 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home/> > Acesso em: 15 jul 2006.

KALDOR, N. Economic growth and Verdoorn’s law: a comment on Mr Rowthorn’s abide. **Economic Journal**, vol. 85, p. 891-896, 1975.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, vol. 9, p. 483-499, 1991.

KRUGMAN, P. Space: the final frontier. **Journal of Economic Perspectives**, vol.12, p. 161-174, 1998.

LeSAGE, J. P. **Spatial econometrics**. Mimeo., Department of Economics, University of Toledo, 1999.

LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. Tese de Doutorado, ESALQ/USP, 2004. (mimeo).

LUCAS, R. On the mechanics of the economic development. **Journal of Monetary Economics**, vol. 22, p. 3-42, 1988.

LUSIGI, A. e THIRTLE, C. Convergence of per capita income and agricultural productivity in thirty-two African countries. **Journal of International Development**, v. 10, n. 1, p. 105-115, 1998.

MARTINHO, V. J. P. **Análise dos efeitos espaciais na produtividade sectorial entre as regiões portuguesas**. Documento de Trabalho n. 30, Centro de Estudos da União Européia, Universidade de Coimbra, 2005.

McCUNN, A. HUFFMAN, W, E. **Convergence in U.S productivity growth for agriculture: implications of interstate research spillovers for funding agricultural Research**. American Agricultural Economics Association, 2000.

McLEARN, S. e WU, Z. Regional agricultural labour productivity convergence in China. **Food Policy**, vol. 28, p. 237-252, 2003.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Projeções do Agronegócio**. Brasília, 2006.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Anuário do Comércio Exterior**. Brasília, 2006.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Projeções do Agronegócio: Brasil**. Brasília, 2006.

MUKHERJEE, A. N. e KURODA, Y. Productivity growth in Indian agriculture: is there evidence of convergence across states? **Agricultural Economics**, vol. 29, p. 43-53, 2003.

REZENDE, G. C. **Estado, Macroeconomia e Agricultura no Brasil** Porto Alegre: Editora da UFRGS/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2003.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, vol. 98, 1990.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 70, p. 65-94, 1956.

SUHARIYANTO, K. e THIRTLE, C. Asian agricultural productivity and convergence. **Journal of Agricultural Economics**, v. 52, n. 3, p. 96-110, 2001.