



CADERNOS **BDMG**

CRONOLOGIA E PREVISÃO DE CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS

Marcelle Chauvet

MERCADO DE TRABALHO EM MINAS GERAIS: ESTRUTURA E TENDÊNCIAS

Éber Gonçalves
Gabriela Freitas da Cruz

CADERNOS BDMG

Publicação do Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais
Departamento de Planejamento e Programas

NÚMERO ESPECIAL | FEVEREIRO | 2013

Belo Horizonte

Periodicidade Semestral

ISSN 1806-3187

Cad. BDMG | Belo Horizonte | Nesp. | p. 1-88 | fev. 2013

CADERNOS BDMG

Revista semestral editada pelo Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais S.A. – BDMG

BDMG

Conselho de Administração

Paulo de Tarso Almeida Paiva
Presidente

Dorothea Fonseca Furquim Werneck
Vice-Presidente

Ângela Maria Prata Pace Silva de Assis
Fábio Proença Doyle
José Israel Vargas
Leonardo Maurício Colombini Lima
Matheus Cotta de Carvalho
Mauro Lobo Martins Júnior
Renata Maria Paes Vilhena

Diretoria

Matheus Cotta de Carvalho
Presidente

José Santana de Vasconcellos Moreira
Vice-Presidente

Bernardo Tavares de Almeida
Fernando Lage de Melo
João Antônio Fleury Teixeira
Júlio Onofre Mendes de Oliveira

Coordenação Editorial

Helger Marra Lopes
Ronaldo Nazaré
Maria Angélica Ferraz Messina Ramos
Luiz Roberto de Oliveira Pereira
Clarice Nunes Diniz

Editor Técnico

Afonso Henriques Borges Ferreira

Editoração

3i Editora Ltda

Impressão

Gráfica e Editora O Lutador

Endereço para Correspondência

CADERNOS BDMG
D.PP
Rua da Bahia, 1600 – 30160-907
Belo Horizonte – MG
rnazare@bdmg.mg.gov.br

AS IDÉIAS E OPINIÕES EXPOSTAS NOS ARTIGOS SÃO DE RESPONSABILIDADE DOS AUTORES, NÃO REFLETINDO NECESSARIAMENTE A OPINIÃO DO BDMG.

É PERMITIDA A REPRODUÇÃO TOTAL OU PARCIAL DOS ARTIGOS DESTA REVISTA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Cadernos BDMG. – N. 1 (mar. 1968)–. – Belo Horizonte : BDMG, 1968–
v. : il.

Semestral

Publicado pelo: Departamento de Planejamento, Programas e Estudos Econômicos do Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais. Nome alterado para, Departamento de Planejamento e Programas em 2007. Nome alterado para Departamento de Planejamento e Estudos Econômicos em jun. de 2009. Nome alterado para, Departamento de Planejamento Estratégico em jan. 2012.

Suspensão em 1968 no n. 3 até 2001. Reiniciou em jan. 2002 no n. 4.
Suspensão em 2010 no n. 20 até 2011. Reiniciou em out. 2012 no n. 21.

ISSN: 1806-3187

1. Desenvolvimento econômico I. Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais. Departamento de Planejamento Estratégico.

CDU 330.34(05)

APRESENTAÇÃO

Esta edição do Cadernos BDMG apresenta dois artigos que se dedicam a estudos em macroeconomia, com caráter essencialmente empírico, tendo como objeto a economia mineira.

O primeiro artigo é de autoria da economista Marcelle Chauvet, professora titular do Departamento de Economia da Universidade da Califórnia Riverside. No melhor de nosso entendimento, a aplicação feita pela Marcelle é pioneira para a economia mineira. Seu trabalho aborda duas questões relevantes para o monitoramento do estado da economia.

A primeira delas visa a estabelecer a cronologia dos ciclos econômicos para identificar períodos de expansão e retração da economia mineira. Em seguida, o artigo constrói indicadores coincidentes e antecedentes para o monitoramento das flutuações da economia de Minas Gerais, com a adicional sofisticação de poder ser feito em tempo real.

Já o segundo artigo, de autoria de Éber Gonçalves e Gabriela Freitas da Cruz, membros do Escritório de Prioridades Estratégicas do Governo do Estado de Minas Gerais, oferece estudo sobre o mercado de trabalho no estado. A análise dos autores contempla o período 2001-2010 e compara Minas Gerais com São Paulo, Sudeste e Brasil, destacando principalmente as seguintes variáveis: população economicamente ativa, estrutura ocupacional, informalidade, desocupação, rendimento e produtividade do trabalho em Minas Gerais.

Esperamos que esta edição do Cadernos BDMG proporcione aos leitores um melhor entendimento sobre a economia mineira nos temas propostos. Além disso, esperamos que também contribua na formação das expectativas das famílias, empresas e formuladores de política pública ao mesmo tempo em que agregue ao debate acadêmico.

Matheus Cotta de Carvalho

Presidente do Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais

SUMÁRIO

Cronologia e previsão de ciclos econômicos de Minas Gerais 7

Marcelle Chauvet

Mercado de trabalho em Minas Gerais: estrutura e tendências..... 45

Éber Gonçalves

Gabriela Freitas da Cruz

CRONOLOGIA E PREVISÃO DE CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS

MARCELLE CHAUVET*

* Professora Titular do Departamento de Economia da Universidade da Califórnia Riverside, Departamento de Economia, Califórnia, E.U.A, Zip 92521-0247. Tel: 001-951-827-1587; Fax: 001-951-827-5685; email: chauvet@ucr.edu; site: <http://sites.google.com/site/marcellechauvet/>

RESUMO

Esse artigo utiliza modelos probabilísticos de fronteira para obter uma cronologia dos ciclos econômicos de Minas Gerais, e para construir indicadores coincidentes e antecedentes da economia mineira. O modelo de fator dinâmico com mudanças de regime de Markov é utilizado para representar os movimentos cíclicos e determinar o começo e fim das fases de recessão e expansão em Minas Gerais. Esse modelo gera um indicador coincidente da economia mineira e probabilidades de recessões e expansões, as quais podem ser utilizadas para analisar e monitorar as diferentes características das fases dos ciclos econômicos. O artigo também propõe a construção de indicadores antecedentes, utilizando um modelo probit dinâmico. O modelo gera não somente probabilidades de recessões futuras, como também probabilidades de continuação ou interrupção de uma fase do ciclo. Esse enfoque também permite avaliação do grau de incerteza ou precisão dessas probabilidades. O indicador coincidente estimado apresenta uma conformidade histórica notável com movimentos cíclicos do PIB mineiro, com relação a sua volatilidade, duração das fases e timing de seus pontos de mudança. Quanto aos indicadores antecedentes, as probabilidades obtidas do modelo probit prevêm todas as recessões na amostra considerada, com uma antecedência de um a dois trimestres. Além disso, a identificação de recessões futuras é nítida uma vez que as probabilidades aumentam acima de 80% antes de todas as recessões mineiras, e não produzem sinais falsos. O modelo probit também é estimado em tempo real fora de amostra para o período recente.

Palavras-Chave: Previsão, Indicadores Coincidentes e Antecedentes, Fator Dinâmico, Mudanças de Markov, Recessões, Ciclos Econômicos, Monitoramento, Tempo Real, Minas Gerais.

1 INTRODUÇÃO

Existe um grande interesse a nível mundial no monitoramento de ciclos econômicos e na identificação do começo e fim de suas fases (pontos de mudança). As decisões de investimento de empresas são baseadas em suas expectativas com relação à demanda futura por seus bens ou serviços. Da mesma forma, as decisões de consumo das famílias são uma função da confiança dos agentes na solidez da economia (estabilidade de emprego, renda futura, etc.) e políticas econômicas proativas dependem de estimativas da trajetória futura da economia.

A intensidade dos ciclos econômicos recentes renovou o interesse nos instrumentos de monitoramento e previsão de recessões, como os indicadores coincidentes e antecedentes. Indicadores econômicos são um instrumento de previsão bem sucedido e de longa tradição, começando com o pioneiro trabalho de Burns e Mitchell (1946) com o “National Bureau of Economic Research” (NBER).¹ Estes instrumentos são utilizados para prever pontos de mudança na economia em muitos países.

Recentemente tem havido um grande interesse acadêmico em utilizar novos modelos e instrumentos econométricos para modelar e estimar, mais formalmente, as diferenças dinâmicas potenciais nas fases dos ciclos de negócios e monitorar a economia em tempo real. Modelos que produzem probabilidades de recessão são instrumentos importantes de monitoramento e previsão da economia, especialmente em períodos de mudança de fase do ciclo econômico. O custo econômico e social de recessões severas é alto e são nesses períodos que políticas contra-cíclicas tornam-se essenciais. Um exemplo recente é a crise financeira nos EUA em 2008, a qual se espalhou a nível mundial e resultou em uma forte recessão e uma lenta subsequente recuperação econômica. Porém, recessões são difíceis de serem previstas, o que dificulta o planejamento e decisões quanto à política apropriada e o momento mais propício para sua implementação. Há uma grande incerteza com relação ao estágio econômico em torno de pontos de mudanças. A economia pode estar no meio de uma recessão e os agentes podem não estar certos disso. Um dos motivos é que as informações econômicas baseiam-se em dados que são divulgados com defasagens. Mas os próprios dados, uma vez disponíveis, podem não confirmar a transição de uma fase do ciclo, uma vez que existe muito ruído e oscilações durante períodos de mudança. Por exemplo, o Comitê de Datação do NBER somente anunciou em dezembro de 2008 que a recessão americana havia começado em

¹ O Comitê de ciclos econômicos do NBER estabelece datas das recessões nos EUA há mais de seis décadas. A cronologia obtida é considerada ‘oficial’ nos meios acadêmicos e pelo público em geral. No Brasil, o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) foi constituído no Brasil pelo IBRE em 2005 com o objetivo de identificar pontos de mudança dos ciclos econômicos brasileiros. Esse comitê é composto de um painel de sete economistas independentes e segue os moldes do comitê de datação de ciclos econômicos do National Bureau of Economic Research nos E.U.A.

dezembro de 2007, uma defasagem de um ano após o seu início. O fim dessa recessão em junho de 2009, por sua vez, só foi anunciado em setembro de 2010, 15 meses depois do seu fim.

Esse artigo utiliza modelos probabilísticos de fronteira para obter uma cronologia dos ciclos econômicos de Minas Gerais, e para construir indicadores coincidentes e antecedentes da economia mineira. O modelo de fator dinâmico com mudanças de regime de Markov é utilizado para combinar várias séries que apresentam movimentos simultâneos com a atividade econômica agregada. O modelo é então utilizado para representar os movimentos cíclicos e determinar o começo e fim das fases de recessão e expansão, usando um enfoque similar ao desenvolvido em Chauvet (1998). O fator dinâmico é uma variável não observada, a qual segue uma cadeia de Markov de dois estados representando as fases dos ciclos da economia de Minas Gerais. Os ciclos econômicos correspondem a contrações e expansões em vários setores da economia. No modelo, as recessões podem ser interpretadas como contrações mais profundas, nas quais a economia cresce a taxas cerca de zero ou negativas, enquanto que as expansões correspondem a fases de crescimento positivo. Esse modelo gera um indicador coincidente da economia mineira e probabilidades de recessões e expansões, as quais podem ser utilizadas para obter a cronologia de pontos de mudança, permitindo que as diferentes características das fases dos ciclos econômicos possam ser analisadas e previstas.

Chauvet (1998, 2001b) propõe um modelo similar para construir indicadores coincidentes dos ciclos econômicos nos Estados Unidos e no Brasil. Esse modelo é um dos mais bem sucedidos no monitoramento de ciclos econômicos em tempo real. Por exemplo, o modelo já indicava em abril de 2008 que a recessão americana havia começado em dezembro de 2007. O modelo também sinalizou em tempo real que essa recessão havia terminado em junho de 2009 já em setembro de 2009. Isto é, com uma defasagem de apenas 2 meses. No entanto, entre junho de 2009 e grande parte de 2010, muitos acreditavam que a recessão ainda estava em pleno vigor.²

A disponibilidade de informações mais precisas e tempestivas para monitoramento da economia mineira possibilita intervenções de políticas econômicas que possam vir a reduzir a amplitude e duração de recessões. Além disso, decisões de investimento e consumo podem ser reavaliadas baseadas em projeções que incorporam informação sobre a transição para a nova fase do ciclo econômico.

² Para estudos que mostram o desempenho desse modelo em tempo real, veja, por exemplo, Chauvet e Hamilton (2006) e Chauvet e Piger (2008). As probabilidades de recessão em tempo real desse modelo são publicadas mensalmente no website de Chauvet <https://sites.google.com/site/marcellechauvet/probabilities-of-recession> como também nos sites de dados do Federal Reserve Bank of Saint Louis <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/RECPROUSM156N> e do Federal Reserve Bank of Atlanta http://www.frbatlanta.org/cqer/researchcq/chauvet_real_time_analysis.cfm.

Esse artigo também propõe a construção de indicadores antecedentes, utilizando modelos probit dinâmicos de fronteira. Chauvet e Morais (2012) propõe um modelo probit autoregressivo que combina o enfoque de Chauvet e Potter (2005) e Dueker (1997). Nesse modelo, ambas as variáveis latente e binária que representam os ciclos econômicos mineiros seguem processos autoregressivos, o que gera probabilidades antecedentes de recessão mais precisas. Esse modelo é estimado usando métodos bayesianos e produz não somente probabilidades de recessão futuras, como também probabilidades de continuação ou interrompimento de uma fase do ciclo. Esse enfoque também permite avaliação do grau de incerteza ou precisão dessas probabilidades.

O indicador coincidente estimado apresenta uma conformidade histórica notável com movimentos cíclicos do PIB mineiro, com relação a sua volatilidade, duração das fases e timing de seus pontos de mudança. Dada à cronologia de recessões e expansões em Minas Gerais, obtida desse indicador, as diferentes fases dos ciclos econômicos são então analisadas e previstas pelos indicadores antecedentes do modelo probit. As probabilidades obtidas do modelo probit prevêm todas as recessões na amostra considerada, com antecedências de um a dois trimestres. Além disso, a identificação de recessões futuras é nítida uma vez que as probabilidades aumentam acima de 80% antes de todas as recessões mineiras, e não produzem sinais falsos. O modelo probit é então estimado em tempo real fora de amostra, e as probabilidades indicam que a economia mineira apresenta um crescimento modesto no primeiro semestre de 2011, porém o desempenho não é fraco o suficiente para ser considerado uma contração econômica.

O artigo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 define ciclos econômicos de acordo com o enfoque tradicional. A seção 3 apresenta os modelos utilizados para obtenção de uma cronologia do ciclo econômico mineiro e para construção de indicadores coincidentes e probabilidades de recessão. A seção 4 discute vários métodos paramétricos e não-paramétricos para obtenção de cronologias para comparação. A seção 5 apresenta o indicador coincidente da economia de Minas Gerais e a seção 6 a cronologia dos ciclos econômicos. A seção 7 apresenta o modelo probit dinâmico utilizado para construir indicadores antecedentes das recessões. A seção 8 discute o processo de seleção das séries antecedentes e a seção 9 apresenta os resultados do modelo probit aplicado às melhores séries antecedentes. A seção 10 conclui.

2 DEFINIÇÃO TRADICIONAL DO CICLO ECONÔMICO

A definição tradicional do ciclo econômico é atribuída ao trabalho pioneiro de Burns e Mitchell (1946) associado ao National Bureau of Economic Research (NBER) nos Estados Unidos. Os ciclos econômicos correspondem a movimentos simultâneos em vários setores da economia e apresentam fases distintas. O ciclo econômico clássico ou tradicional é caracterizado por um declínio da atividade econômica em nível absoluto e uma subsequente recuperação:

“Um ciclo consiste de uma expansão ocorrendo aproximadamente ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, seguidas de fases gerais similares de recessões, contrações e recuperações, as quais se consolidam em uma fase de expansão do próximo ciclo. Essa sequência de mudanças é recorrente, mas não periódica. Em termos de duração, os ciclos econômicos variam de mais de um ano a dez ou doze anos; eles não são divisíveis em ciclos menores com características similares e amplitudes aproximando eles próprios.” (BURNS; MITCHELL 1946, p. 3)

O enfoque de Burns e Mitchell distingue dois pontos críticos do ciclo: *o pico e o vale*, os quais são denominados *pontos de mudança*. A terminologia popular manteve três dos segmentos que Burns e Mitchel propuseram: recessão, recuperação e expansão. Uma **recessão** refere-se a um período do pico inicial ao vale. Uma **recuperação** refere-se ao período do vale ao ponto no qual a atividade econômica retorna ao nível do pico anterior. Uma **expansão** refere-se ao período no qual a atividade econômica cresce além dos limites prévios.

3 MODELOS DE CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS

3.1 O Modelo Univariado de Mudança de Markov

Em um primeiro passo, as flutuações cíclicas na economia mineira são modeladas com o modelo univariado de mudança de Markov (Hamilton 1989):

$$\Delta y_t = \mu_{s_t} + \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \phi_r(y_{t-r} - \mu_{s_{t-r}}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde Δy_t é o log da primeira diferença de uma série coincidente, $\Delta=1-L$, $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$, s_t é uma cadeia de Markov latente de primeira ordem com mudança entre dois regimes representando as fases dos ciclos econômicos. O intercepto, μ_{s_t} , depende dos estados Markovianos e assume o valor μ_0 quando a economia está em uma fase de recessão ($s_t = 0$) e μ_1 quando a economia está em uma fase de expansão ($s_t = 1$). As probabilidades de transição que regem as mudanças de uma fase do ciclo para o outro são:

$$p_{00} = P[s_t = 0 | s_{t-1} = 0]$$

$$p_{01} = P[s_t = 1 | s_{t-1} = 0]$$

$$p_{10} = P[s_t = 0 | s_{t-1} = 1]$$

$$p_{11} = P[s_t = 1 | s_{t-1} = 1]$$

As probabilidades de transição $p_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i]$ indicam a probabilidade da economia entrar em uma fase j no período t , dado que a economia encontrava-se na fase i no período $t-1$. Por exemplo, p_{01} é a probabilidade da economia passar de uma recessão em $t-1$ ($s_{t-1} = 0$) para uma expansão em t ($s_t = 1$).

O modelo é estimado usando o filtro proposto por Hamilton (1989). O filtro gera inferências ótimas sobre as probabilidades da economia estar em uma recessão ou expansão no período t , dada a informação até o período t , I_t , as quais são denominadas probabilidades filtradas, $P(s_t = j | I_t)$. Essas probabilidades podem ser combinadas com a informação disponível na amostra inteira, I_T , para gerar probabilidades suavizadas de recessão ou expansão $P(s_t = j | I_T)$.³

³ Os detalhes do procedimento de estimação e derivação da função de verossimilhança estão descritos em Hamilton (1989).

Tanto a atividade econômica agregada do Brasil como da economia mineira podem apresentar quebras permanentes ou de pulso na sua dinâmica, devido a mudanças na própria estrutura da economia, ou implementação de diversos regimes de política econômica, greves, etc. Por exemplo, a atividade econômica americana apresenta uma quebra estrutural na sua volatilidade em meados dos anos 1980, a partir da qual a economia tornou-se mais estável. Por outro lado, a última recessão americana associada a forte crise financeira recente em 2008 representa um movimento atípico dos ciclos econômicos desse país nos últimos 50 anos. Da mesma forma, períodos hiperinflacionários, planos de estabilização (ex. Collor, Real), crises cambiais, crises de energia, etc. podem gerar quebras temporárias ou permanentes nas séries que medem a atividade econômica do Brasil e de Minas Gerais.

Chauvet e Su (2012) mostram que, se essas quebras não são levadas em consideração, os modelos de ciclos econômicos podem apresentar problemas na representação de suas fases. Uma das formas de lidar com problemas de quebras estruturais quando suas datas são conhecidas é a inclusão de uma variável dummy para as datas da quebra. Chauvet (2002) e Chauvet e Su (2012), dentre vários outros autores, apresentam métodos alternativos para lidar com o problema de quebras de pulso e estruturais em modelos de Markov quando suas datas não são conhecidas. A proposta em Chauvet (2002) é modelar a mudança no log da primeira diferença da série coincidente (Δy_t) apenas como uma função da cadeia de Markov escondida, isto é, com um processo autoregressivo na equação (1) igual a zero ($r = 0$). Nesse caso, Δy_t é uma função do processo de Markov de ordem um e de um processo de ruído branco. O modelo é:

$$\Delta y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

com o vetor de parâmetros $\theta = (\mu_0, \mu_1, \sigma, p_{00}, p_{01})$. Nota-se que, se as hipóteses regulares da cadeia de Markov, tais como ergodicidade, não-periodicidade, irreducibilidade e homogeneidade são satisfeitas, os regimes de Markov são serialmente correlacionados. Portanto, a correlação serial da taxa de crescimento da atividade econômica de Minas Gerais, Δy_t , é captada pela correlação serial na cadeia de Markov. Esse procedimento minimiza o problema de quebras estruturais, uma vez que a persistência gerada pela quebra estrutural não se entrelaça com a persistência do processo autoregressivo potencial de Δy_t , uma vez que esse é somente representado pela cadeia exógena de Markov.

A proposta em Chauvet e Su (2012) é de estender Chauvet (2002) incorporando três cadeias independentes de Markov, uma representando as fases do ciclo econômico, enquanto que as outras duas representam quebras permanentes e outliers potenciais. A modelagem explícita de processos separados para quebras de pulso ou nível leva a uma restauração da dicotomia nítida das fases do ciclo econômico. Esse procedimento é aplicado para a obtenção de fases de expansão e recessão do PIB trimestral mineiro.

3.2 O Modelo de Fator Dinâmico com Mudança de Markov - Indicador do PIB de Minas Gerais

O fator dinâmico é uma variável latente que sumariza movimentos relacionados ao ciclo econômico mineiro. Por construção, esse modelo filtra movimentos comuns relacionados ao ciclo econômico de movimentos particulares setoriais das variáveis observáveis. O modelo de fator dinâmico é:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \lambda \Delta F_t + \Delta \mathbf{v}_t \quad \mathbf{v}_t \sim N(0, \Sigma) \quad (3)$$

$$\Delta F_t = \mu_{s_t} + \phi \Delta F_{t-1} + \eta_{s_t} \quad \eta_{s_t} \sim N(0, \sigma_{\eta_{s_t}}^2) \quad (4)$$

$$\Delta \mathbf{v}_t = \mathbf{d} \mathbf{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \Sigma) \quad (5)$$

onde \mathbf{Y}_t é o log do vetor de variáveis econômicas observáveis que se movem simultaneamente com o ciclo econômico mineiro, λ é o vetor dos pesos dos fatores e F_t é o fator dinâmico escalar que corresponde ao indicador do PIB. Os termos \mathbf{v}_t e ε_t são os erros de medida e η_{s_t} são os choques de transição. Para identificação do fator dinâmico, um dos pesos dos fatores é normalizado à unidade. O modelo assume que as matrizes das variâncias $\mathbf{H}_t = \begin{pmatrix} \sigma_{\eta_{s_t}}^2 & 0 \\ 0 & \Sigma \end{pmatrix}$ e Σ são diagonais, o que implica que o indicador coincidente e o vetor $n \times 1$ ε_t são mutuamente não correlacionados para todos os deslocamentos e defasagens. Portanto, o fator dinâmico é gerado pelos choques de transição (η_{s_t}) comuns a todas as variáveis observadas ($\Delta \mathbf{Y}_t$). Os choques setoriais específicos (ε_t) constituem-se em movimentos particulares inerentes às variáveis observáveis e não afetam o fator dinâmico por hipótese.

A variável latente s_t corresponde ao processo de Markov com mudança de regime representando as fases dos ciclos econômicos, com um valor $s_t = 0$ para o estado de recessão e $s_t = 1$ para o estado de expansão. As probabilidades de transição $p_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i]$ regem as mudanças de regime.

Os resultados finais do modelo são a) o indicador do PIB, F_t , o qual é construído como uma combinação das variáveis observáveis $\Delta \mathbf{Y}_t$ e b) probabilidades dos estados de Markov, as quais são usadas para classificar os pontos de mudança do ciclo econômico.

4 MÉTODOS PARAMÉTRICOS E NÃO-PARAMÉTRICOS DE DATAÇÃO DO CICLO ECONÔMICO

Essa seção descreve várias regras para datação de ciclos usando enfoques paramétricos, como o modelo de mudança de Markov, e não-paramétricos, como o método do NBER, de Bry e Boschan (1971) e a regra de dois trimestres de queda consecutiva do PIB. Cada um desses métodos é utilizado para comparar as cronologias resultantes para o ciclo econômico de Minas Gerais.

4.1 O Método Tradicional do NBER

O ciclo clássico é baseado na análise de séries sem remover suas tendências. O motivo é que diferentes métodos de separação da tendência e de ciclos podem resultar em ciclos diversos. A descrição do ciclo econômico clássico pode ser resumida em quatro fatores: a amplitude, a duração, a difusão e o deslocamento. A *amplitude* de um ciclo refere-se à profundidade e recuperação da queda no nível de atividade econômica – para ser considerado um ciclo, a atividade econômica tem que apresentar um declínio pronunciado seguido de uma recuperação. A *duração* de um ciclo econômico inclui a extensão das fases de expansão e recessão. A extensão de cada fase, assim como o ciclo completo, devem ter uma duração mínima de forma a excluir flutuações sazonais, ciclos fixos, movimentos transitórios curtos como outliers e flutuações setoriais. Um outro atributo dos ciclos econômicos é a sua *difusão* ou impacto: as flutuações devem ser abrangentes e afetar grande parte dos setores e indústrias da atividade econômica simultaneamente. O quarto fator corresponde ao *deslocamento* ou severidade do ciclo, o que mede o grau de deterioração econômica durante recessões e o grau de utilização durante expansões.

Uma vez que as características do ciclo são determinadas com relação à amplitude, duração, difusão e deslocamento, pode-se distinguir suas fases. O enfoque de Burns e Mitchell distingue dois pontos críticos do ciclo: o pico e o vale. Essas medidas de referência definem períodos de crescimento e decréscimo na atividade econômica, baseando-se em duas hipóteses. Primeira, os ciclos econômicos são contínuos – uma expansão é seguida de uma recessão, que, por sua vez, é seguida de uma contração e de um período de recuperação. Segunda, as medidas de picos e vales são suficientes para demarcar pontos de mudança na economia.

O comitê de datação de ciclos econômicos do NBER utiliza as seguintes regras de bolso para a determinação de ciclos. Primeiro, a extensão de cada fase deve ser de pelo menos seis meses e a extensão de um ciclo completo deve ser de pelo menos quinze meses, medido de pico a pico ou de vale a vale. Segundo, se o pico ou o vale estiver em um platô, então o último

valor é selecionado como o ponto de mudança. Terceiro, greves ou outros fatores especiais são geralmente ignorados se seus efeitos forem temporários e completamente reversíveis.

Baseando-se na definição tradicional do ciclo, obtém o ciclo de referência e ciclos específicos. O ciclo de referência é o ciclo fundamental, o qual caracteriza a atividade econômica geral, representando fatores de renda, produção e emprego. O ciclo específico são ciclos econômicos em determinados setores da atividade econômica. As medidas de dispersão e de conformidade dos indicadores são então utilizadas para comparar o seu padrão de crescimento normal usando o ciclo específico e de referência.

A definição de ciclos de Burns e Mitchell (1946) é considerada institucional, uma vez que explica flutuações econômicas *per se* ao invés de desenvolver um modelo abstrato que explique o comportamento cíclico. A vantagem desse enfoque é que fornece um instrumento analítico padrão de ciclo econômico que é independente de uma teoria ou modelo particular. A desvantagem é que esse método depende de julgamentos subjetivos e informais sobre o estágio da economia, os quais não podem ser replicados. Por outro lado, modelos formais probabilísticos geram resultados similares, porém de forma objetiva, cujos resultados são reproduzíveis.

4.2 Modelo de Mudanças de Markov

Uma das formas de utilizar o modelo de mudança de Markov para obter pontos de mudança dos ciclos econômicos é através da classificação das probabilidades de estado usando um limiar de 50%, como sugerido em Hamilton (1989) e vários outros autores. De acordo com esse método, um ponto de mudança ocorre quando a probabilidade de recessão $P(s_t = 0 | I_T)$ passa de abaixo de 50% para acima de 50% ou vice versa. Um outro método, sugerido em Chauvet (2001, 2002), é utilizar como limiar para as probabilidades a média de seus valores mais ou menos seu desvio padrão. Esse método evita problemas relacionados a probabilidades estimadas que se situam em torno de 50% frequentemente durante a amostra. Como as probabilidades estimadas nas próximas seções apresentam valores concentrados em 0% ou 100%, adota-se a regra simples de 50% nesse artigo.

As seguintes regras são utilizadas para classificar pontos de mudança, as quais levam em consideração a definição tradicional de ciclos econômicos, no qual uma fase do ciclo deve durar pelo menos dois trimestres:

Regra para ocorrência de pico em $t+1$:

$$P(s_{t-1} = 0) < 0,5 \quad P(s_t = 0) < 0,5, \quad \text{e} \quad P(s_{t+1} = 0) \geq 0,5 \quad \text{e} \quad P(s_{t+2} = 0) \geq 0,5$$

O pico do ciclo econômico (fim de uma expansão e começo de uma recessão) ocorre no trimestre $t+1$ se as probabilidades de recessão são menores que 50% em $t-1$ e t e as probabilidades de recessão são iguais ou maiores que 50% em $t+1$ e $t+2$. Ou seja, essa regra determina que a economia passa de uma expansão para uma recessão em $t+1$ se a economia estava em uma expansão em t , e a probabilidade de recessão atinge ou ultrapassa os 50% por pelos menos dois trimestres consecutivos a partir de $t+1$.

Regra para ocorrência de vale em t :

$$P(s_{t-1} = 0) > 0,5 \text{ e } P(s_t = 0) > 0,5 \text{ e } P(s_{t+1} = 0) < 0,5 \text{ e } P(s_{t+2} = 0) < 0,5$$

Da mesma forma, o vale do ciclo econômico (fim de uma recessão e começo de uma expansão) ocorre em t se as probabilidades de recessão em t e $t-1$ são acima de 50% , isto é, a economia estava em uma recessão, e as probabilidades de recessão em $t+1$ e $t+2$ são menores que 50%:

Essas regras para picos e vales permitem uma confirmação de que a economia realmente estava em uma fase do ciclo econômico e passou para a outra, consistentemente com o critério tradicional de duração mínima de fases do ciclo do NBER. As regras utilizadas também evitam que contrações setoriais e/ou de curta duração, assim como *outliers*, sejam erroneamente classificados como recessões da economia agregada de Minas Gerais.

4.3 O método de Bry-Boschan

Bry e Boschan (BB 1971) formalizou em um algoritmo as regras de datação tradicionais do NBER. Esse método tornou-se bastante popular na datação de ciclos, apesar de que a cronologia resultante não corresponde exatamente a uma datação seguindo o método do NBER.

O algoritmo de Bry-Boschan foi estendido por Haywood (1973) para incluir um critério de amplitude. O método consiste dos seguintes passos. Primeiro, os dados são suavizados e os *outliers* são descartados. Segundo, pontos de mudança são selecionados e comparados com os da série original (não suavizadas e com *outliers*) para avaliar as diferenças. Terceiro, a duração mínima de seis meses das fases é imposta e as fases que não se conformam com essa regra são descartadas. Quarto, o critério de amplitude de Haywood (1973) é imposto, o qual se baseia no desvio padrão móvel das séries. Como resultado, o programa seleciona pontos de mudança os quais geralmente concordam com determinações baseadas em uma inspeção visual.

4.4 Regra de Bolso: dois trimestres de queda consecutiva

Um método popular de obtenção de pontos de mudança é através da regra de bolso de dois períodos consecutivos de queda do PIB. De acordo com esse critério, a economia passa de uma expansão no período t (pico em t) para uma recessão no período $t+1$ se a taxa de crescimento do PIB for negativa nos períodos $t+1$ e $t+2$. Da mesma forma, a economia passa de uma recessão no período t (vale em t) para uma expansão no período $t+1$ se a taxa de crescimento do PIB for negativa nos períodos $t-1$ e t .

5 INDICADOR DO PIB DE MINAS GERAIS DO MODELO DE FATOR DINÂMICO

Os dados do PIB trimestral de Minas de Gerais (IBGE) estão disponíveis somente do primeiro trimestre de 2002 em diante. A análise do ciclo econômico mineiro se tornaria restrita a um período muito curto se fosse apenas baseada nesse dado. Entretanto, essa série do PIB de Minas Gerais pode ser combinada com outras séries coincidentes para obter-se uma cronologia de ciclos mais longa.

Nesse artigo, estima-se o modelo de fator dinâmico com mudanças de regime utilizando-se como variáveis observáveis a série do PIB anual de Minas Gerais, a qual foi retropolada a partir de 1995 pelo IBGE conjuntamente com os Órgãos Estaduais de Estatística e Secretarias Estaduais de Governo; a produção industrial de Minas Gerais (IBGE) a qual está disponível a partir de Janeiro de 1991 na frequência mensal; e o PIB trimestral do Brasil cuja amostra começa no primeiro trimestre de 1980.⁴

Como ilustrado no Gráfico 1, essas séries apresentam movimentos cíclicos bem similares.⁵ As quedas da produção assim como a recuperação subsequente ocorrem por volta do mesmo período nas séries analisadas. Nota-se que a produção industrial de Minas Gerais apresenta oscilações mais fortes com quedas muito mais pronunciadas do que o PIB mineiro e o PIB do Brasil. A Tabela 1 apresenta as correlações entre as taxas de crescimento dessas séries. O PIB de Minas Gerais tem uma correlação de 82% com a taxa de crescimento do PIB brasileiro e de 79% com a taxa de crescimento da produção industrial mineira.

Essas três séries juntamente com a série anual retropolada do PIB de Minas Gerais são combinadas no modelo de fator dinâmico, como descrito pelas equações (3)-(5), como em Chauvet (1998, 2001). A estimativa é realizada com mistura de frequência como em Barnett, Chauvet, e Leiva-Leon (2012), baseado em Mariano e Murasawa (2003) para obter um indicador do PIB mais longo. A variável latente representando a produção de Minas Gerais é estimada em estado de espaço com o filtro de Kalman. O indicador resultante é obtido para o período do primeiro trimestre de 1991 ao quarto trimestre de 2011 (Gráfico 2).

⁴ IBGE. Contas Regionais 2005-2009. Série Retropolada 1995-2009. Elaborada em parceria com os Órgãos Estaduais de Estatística, Secretarias Estaduais de Governo.

⁵ A série retropolada do PIB anual não é mostrada no gráfico para que esse seja apresentado em frequência trimestral.

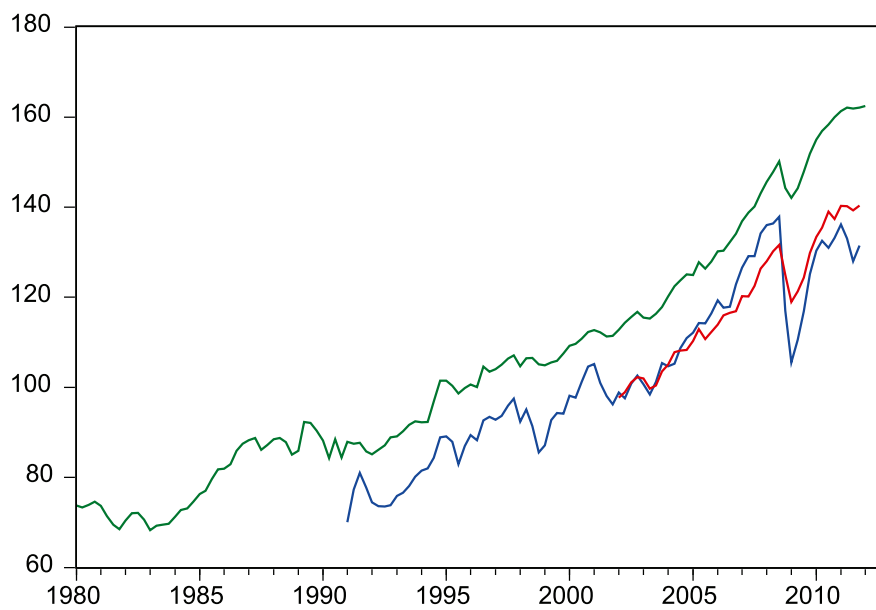


Gráfico 1 – PIB de Minas Gerais (–), PIB do Brasil (–) e Produção Industrial de Minas Gerais (–)

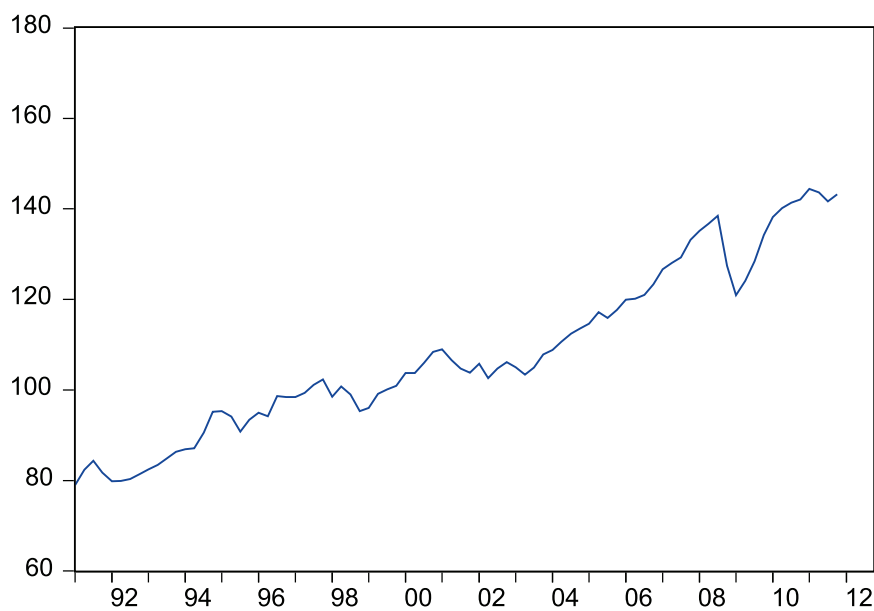


Gráfico 2 – Indicador do PIB de Minas Gerais (–) obtido do Modelo de Fator Dinâmico

O fator dinâmico estimado, o qual representa os ciclos comuns a essas séries, apresenta uma alta correlação com seus componentes. Esta série é o Indicador estimado do PIB de Minas Gerais ($IPIB_{MG}$). Conforme a Tabela 1, o Indicador do PIB apresenta uma correlação de 95% com a produção industrial de Minas Gerais, 86% com o PIB mineiro e 82% com o PIB do Brasil. A média amostral do indicador é similar a dos seus componentes e o desvio padrão é aproximadamente uma média do desvio padrão dos componentes.⁶

Estatísticas	Correlação ΔPIB_{MG}	Correlação ΔF_{MG}	Média da Amostra	Desvio Padrão
$\Delta IPIB_{MG}$	0,863	1	0,717	2,227
$\Delta PI_{MG}^{(*)}$	0,792	0,949	0,758	3,731
ΔPIB_{BR}	0,822	0,821	0,770	1,440
ΔPIB_{MG}	1	0,863	0,929	1,984

Tabela 1 – Estatísticas do Indicador do PIB do Modelo DFMS ($IPIB_{MG}$) e seus Componentes

(*) A produção industrial PI foi convertida para a frequência trimestral para comparação com as outras séries. A amostra do ΔPIB_{MG} é de 2002:II a 2011:IV enquanto que a amostra das outras séries é de 1991:II a 2011:IV. A série PIB retropolada não pode ser comparada por estar em frequência anual.

⁶ As estatísticas do PIB mineiro não são diretamente comparáveis às dos outros componentes, uma vez que são baseadas em uma amostra muito mais curta, de 2002:11 a 2011:IV.

6 CRONOLOGIA DOS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS

Probabilidades de Recessão

Em um primeiro passo, o modelo univariado de mudanças de Markov (MS) é ajustado ao PIB de Minas Gerais, de acordo com a equação 2. Em seguida, o modelo de fator dinâmico com mudanças de Markov (DFMS) é ajustado as três séries do PIB e a série de produção industrial de Minas Gerais como descrito na seção anterior (equações 3-5).

Ambos os modelos identificam dois regimes estatisticamente significantes: o estado 0 apresenta uma taxa média de crescimento negativa e uma média de duração relativamente curta, associada a recessões. O estado 1 apresenta uma taxa média de crescimento positiva e uma duração média mais longa, representando as fases de expansão.

Os modelos univariado MS e multivariado DFMS geram probabilidades suavizadas de recessão, as quais são obtidas recursivamente baseada em informação completa da amostra, $P(s_t = 0 | I_T)$. Estas podem ser utilizadas como instrumentos para monitoramento e datação dos ciclos econômicos de Minas Gerais.

O gráfico 3 mostra as probabilidades suavizadas geradas pelo modelo univariado MS. Estas sobem acima de 50% durante dois períodos desde 2002, indicando fases de recessão em 2002:IV-2003:II e em 2008:III-2009:I (áreas hachuradas). Essas recessões correspondem as ocorridas ao nível nacional, de acordo com a literatura de ciclos econômicos no Brasil (ex. Chauvet 2001, Chauvet 2002) e a datação do CODACE (Comitê de Datação de Ciclos Econômicos), conforme discutido abaixo. Durante expansões, o PIB mineiro cresce a uma taxa média de 5,7% ao ano e, durante períodos de recessão, este cresce a taxas negativas médias anuais de 7,0%, entre 2002 e 2011.

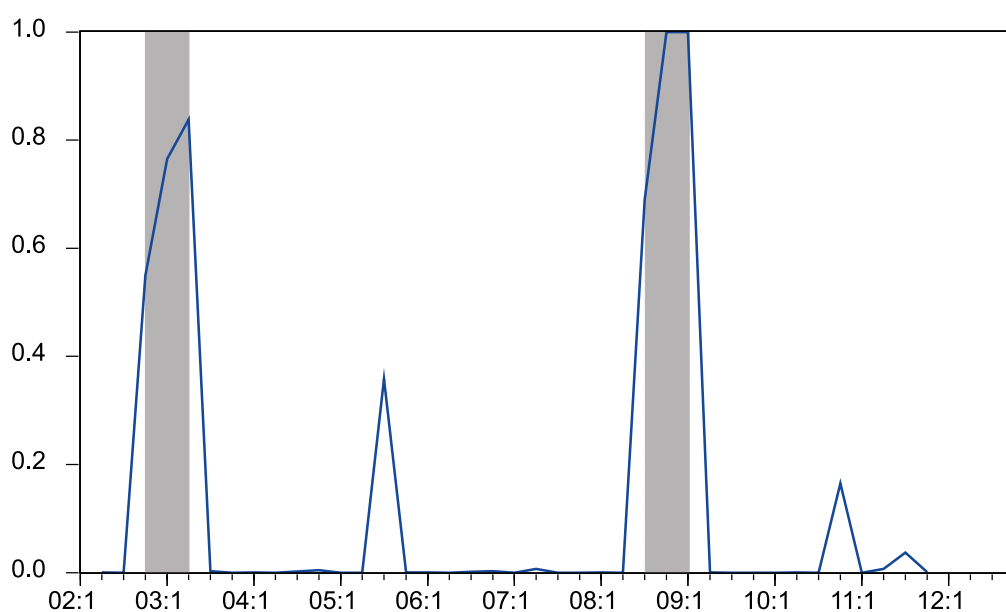


Gráfico 3 – Modelo MS: Probabilidades Suavizadas de Recessão do PIB de Minas Gerais e Cronologia dos Ciclos Econômicos (área hachurada)

O modelo multivariado de fator dinâmico com mudança de Markov (DFMS) ajustado às quatro séries coincidentes gera o Indicador do PIB mineiro ($IPIB_{MG}$), o qual permite obter uma datação dos ciclos desde 1991 até o final da amostra. O gráfico 4 apresenta o indicador estimado $IPIB_{MG}$ e as probabilidades de recessão associadas a essa série, $P(s_t = 0 | I_T)$. As probabilidades de recessão situam-se geralmente em torno de zero durante períodos nos quais o $IPIB_{MG}$ apresenta um crescimento positivo. Quando o crescimento se reduz substancialmente e torna-se negativo, as probabilidades de recessão apresentam um aumento imediato para valores em torno de 100% e permanecem altas até que o crescimento do Indicador do PIB torne-se positivo, quando estas então decrescem novamente para valores em torno de zero.

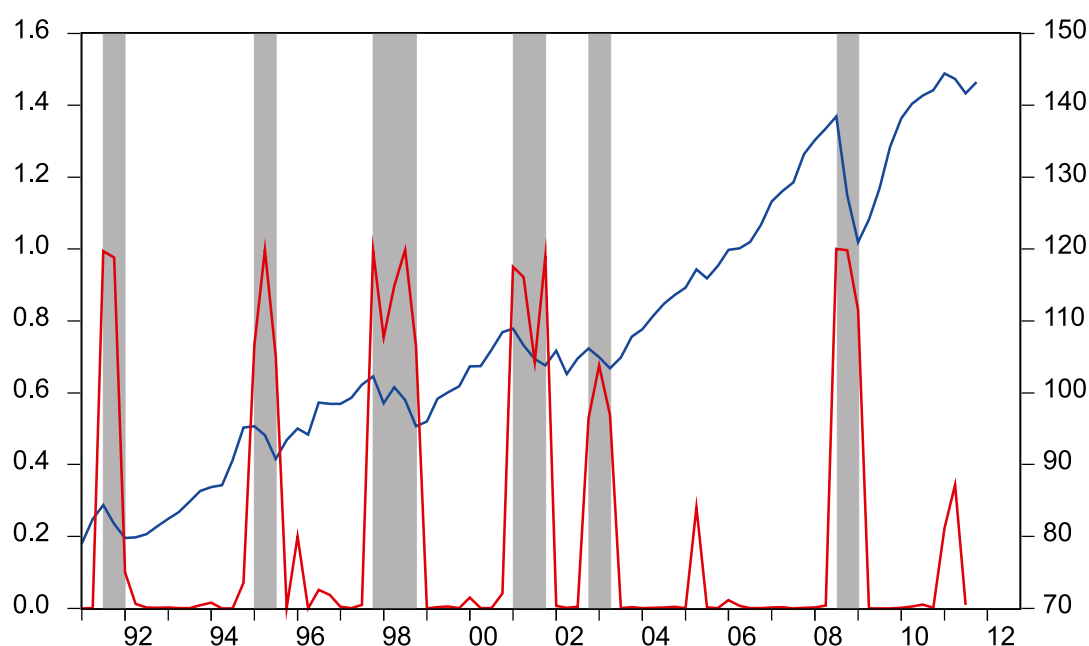


Gráfico 4 – Modelo DFMS: Indicador do PIB de Minas Gerais (—), Probabilidades Suavizadas de Recessão (—) e Cronologia dos Ciclos Econômicos de Minas Gerais (área hachurada)

Uma das finalidades do indicador do PIB é obter inferências ótimas dos pontos de mudança dos ciclos econômicos mineiros. Pontos de mudança históricos são datados usando as probabilidades suavizadas. As probabilidades de recessão apresentam uma dicotomia distinta entre períodos de crescimento e estagnação na economia mineira. Porém, para que uma cronologia mais precisa do começo e fim de recessões seja estabelecida, tabulações de datas específicas podem ser obtidas do modelo de mudança de Markov através das regras aplicadas às probabilidades suavizadas discutidas na seção 4.2.

Conforme esses critérios, as probabilidades identificam 6 recessões e 6 expansões ocorridas em Minas Gerais entre 1991:I e 2011:IV. As datas do ciclo econômico mineiro (áreas hachuradas) e as probabilidades suavizadas estimadas das recessões encontram-se no Gráfico 4.

A Tabela 2 apresenta os pontos de mudança dos ciclos econômicos mineiros de acordo com as regras da seção 4.2 sobre as probabilidades de recessão suavizadas do Indicador do PIB de Minas Gerais. Para efeito de comparação, vários procedimentos de datação foram utilizados como as metodologias de classificação tradicional do NBER, o algoritmo de Bry-Boschan e a regra de bolso de duas quedas consecutivas conforme descrito na seção 4. As diferentes metodologias foram aplicadas tanto ao PIB MG como ao Indicador do PIB MG. Os resultados da datação também encontram-se na Tabela 2. Os movimentos cíclicos dessas duas séries são

muito correlacionados, e a datação obtida para ambas é a mesma para todas as metodologias estudadas. Portanto, somente a datação para o Indicador do PIB MG é mostrada.

A aplicação dos diferentes métodos resulta em datações do ciclo bastante similares. O método tradicional do NBER e as probabilidades suavizadas do modelo de mudanças de Markov apresentam a mesma datação. As datações do método de Bry-Boschan (BB) são basicamente iguais às do modelo de Markov e a do NBER, com exceção da primeira recessão da amostra, a qual o método de Bry-Boschan indica que começou um trimestre depois das outras metodologias, no segundo trimestre de 1991.

Probabilidades Suavizadas – Modelo de Markov (DFMS)	Método Tradicional do NBER	Bry-Boschan	Regra de Bolso - Duas Quedas Consecutivas
1991:I-1992:I	1991:I-1992:I	1991:II-1992:I	1991:III-1992:I
1995:I-1995:III	1995:I-1995:III	1995:I-1995:III	1995:I-1995:III
–	–	–	1996:III-1997:I
1997:IV-1998:IV	1997:IV-1998:IV	1997:IV-1998:IV	1998:II-1998:IV
2001:I-2001:IV	2001:I-2001:IV	2001:I-2001:IV	2001:I-2001:IV
2002:IV-2003:II	2002:IV-2003:II	2002:IV-2003:II	2002:IV-2003:II
2008:III-2009:I	2008:III-2009:I	2008:III-2009:I	2008:III-2009:I
–	–	–	2011:I-2011:III

Tabela 2 – Comparação de Datação de Vários Métodos

Nota: O modelo de Markov é ajustado à série coincidente de Minas Gerais, interpolada do PIB de Minas Gerais, Produção Industrial de Minas Gerais, e PIB do Brasil. As datações pelos outros métodos são obtidas da série coincidente de Minas Gerais até 2001 e do PIB de Minas Gerais de 2001 ao fim da amostra.

A maior diferença na datação advém da utilização da regra de bolso de duas quedas consecutivas da série. Apesar dessa regra ser aparentemente a mais fácil de ser aplicada, esta leva a vários erros de identificação de pontos de mudança, como picos e vales falsos ou não-sinalização do começo de uma fase. No caso específico da economia mineira, essa metodologia leva a sinalização de duas recessões extras, em 1996-1997 e em 2011, as quais as outras metodologias não indicam ter sido recessões da economia mineira agregada. Conforme

pode ser observado no Gráfico 3, o indicador do PIB de Minas apresentou pequenas quedas no crescimento em 1996-1997 e 2011, porém não pronunciadas o suficiente para serem classificadas como recessão. Além disso, essa regra somente sinaliza o começo das recessões de 1991-1992 e 1997-1998 dois a três trimestres depois do seu início, de acordo com as outras metodologias.

Análise dos Ciclos Econômicos Mineiros

A Tabela 3 apresenta os pontos de mudança e as durações das fases dos ciclos econômicos mineiros de acordo com as probabilidades de recessão suavizadas do indicador do PIB de Minas Gerais, enquanto que a Tabela 4 apresenta a datação dos ciclos econômicos brasileiros de acordo com o CODACE. O gráfico 5 compara as duas datações.

PIB MG		Indicador do PIB MG			
Pico	Vale	Pico	Vale	Duração Recessão Pico a Vale*	Duração Expansão Vale a Pico*
-	-	1991:I	1992:I	4T	-
-	-	1995:I	1995:III	2T	12T
-	-	1997:IV	1998:IV	4T	13T
-	-	2001:I	2001:IV	3T	9T
2002:IV	2003:II	2002:IV	2003:II	2T	4T
2008:III	2009:I	2008:III	2009:I	2T	21T

Tabela 3 - Datação dos Ciclos Econômicos de Minas Gerais – Probabilidades Suavizadas do PIB MG e do Indicador do PIB MG do Modelo de Fator Dinâmico

(*) Seguindo a convenção do National Bureau for Economic Analysis, a duração das recessões exclui o pico e inclui o vale, enquanto que a duração das expansões inclui o vale e exclui o pico.

Nota: o valor em negrito indica a única data que não coincide com a datação dos ciclos econômicos a nível nacional, mostrado na Tabela 4.

Pico	Vale	Duração Recessão	Duração Expansão
		Pico a Vale	Vale a Pico
1980:IV	1983:I	9T	-
1987:II	1988:IV	6T	17T
1989:II	1992:I	11T	2T
1995:I	1995:III	2T	12T
1997:IV	1999:I	5T	9T
2001:I	2001:IV	3T	8T
2002:IV	2003:II	2T	4T
2008:III	2009:I	2T	21T

Tabela 4 - Datação dos Ciclos Econômicos do Brasil – CODACE

(*) Seguindo a convenção do National Bureau for Economic Analysis, a duração das recessões exclui o pico e inclui o vale, e a duração das expansões inclui o vale e exclui o pico.

Assim como a economia de Minas Gerais, a economia brasileira como um todo também teve seis recessões e seis expansões entre 1990 e 2011. O início e fim das recessões mineiras são bem sincronizadas com as recessões do Brasil. Todas as recessões mineiras começaram e terminaram no mesmo trimestre que as recessões brasileiras, com exceção da recessão de 1997-1998, a qual terminou um trimestre antes em Minas Gerais.

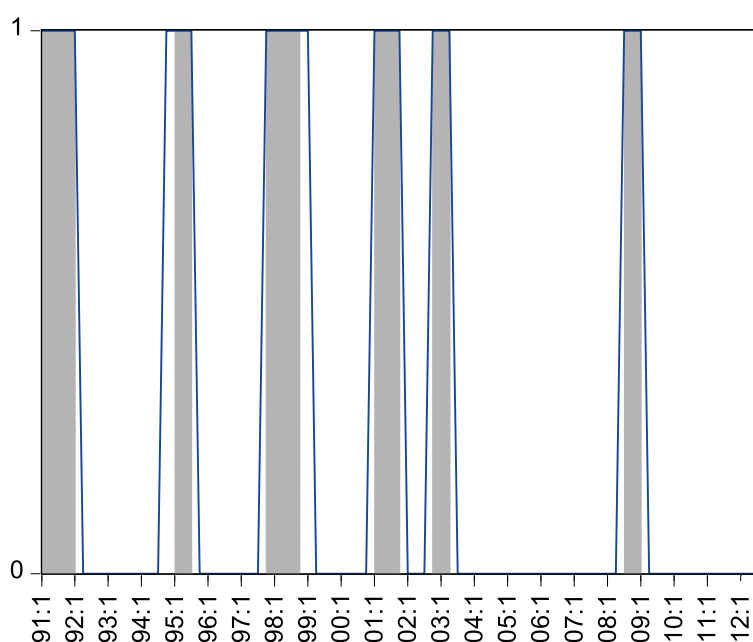


Gráfico 5 – Ciclos Econômicos de Minas Gerais obtida do Modelo DFMS (área hachurada) e do Brasil (datação do CODACE (–))

A primeira recessão de Minas na amostra considerada começou no primeiro trimestre de 1991. Esta recessão começou no Brasil como um todo em um período anterior ao começo da amostra disponível para as séries econômicas de Minas Gerais. Conforme observado no gráfico 1, o PIB do Brasil apresentou uma forte queda no início do Plano Collor no primeiro trimestre de 1990, o qual foi seguido de uma forte recuperação e uma nova queda. O CODACE datou esse período como uma recessão prolongada, de 1989 a 1992. Se a amostra para a atividade econômica mineira estivesse disponível incluindo o início do Plano Collor, as metodologias de datação consideradas poderiam classificar o período de 1990 a 1992 como de duas recessões curtas ou uma recessão mais prolongada.

As recessões mais longas de Minas Gerais no período examinado foram as de 1991-1992 e de 1997-1998, as quais duraram quatro trimestres. As mais curtas foram as de 1995 e as duas mais recentes, em 2002-2003 e em 2008-2009, as quais duraram apenas dois trimestres.

As probabilidades de recessões servem como uma medida da intensidade das contrações econômicas – nas mais severas as probabilidades situam-se perto de 100% durante todo o período, enquanto que nas mais suaves, as probabilidades de recessão sobem para valores menores. De acordo com esta medida, a última recessão em 2008-2009, associada a crise financeira mundial foi a mais forte, enquanto que a recessão de 2002-2003 foi a mais suave. Apesar de sua severidade, a recessão de 2008-2009 foi bem curta. Nota-se que as probabili-

dades de recessão crescem para valores em torno de 20-30% em dois períodos: no segundo trimestre de 2005 e nos dois primeiros trimestres de 2011. Os valores das probabilidades indicam que houve uma pequena desaceleração da economia mineira nesses períodos, mas não intensa o suficiente para serem considerados recessões. Isso ilustra a utilidade das probabilidades como instrumentos de monitoramento da economia mineira, não somente para indicar recessões como também momentos de fragilidade mais suaves da economia.

Várias das recessões de Minas Gerais – assim como as do Brasil – estão associadas a crises internacionais ou recessões em outros países como nos EUA e nos países europeus. A recessão nos primeiros dois trimestres de 1995 corresponde à crise cambial Mexicana no final de 1994 e um subsequente aumento da taxa de juros domésticas brasileiras. A crise asiática em Junho-Agosto de 1997 e a crise da Rússia em Julho de 1998 levaram a um aumento do risco-país de economias emergentes, em geral, e do Brasil, em particular, o qual contribuiu para uma crise cambial no Brasil no fim de 1998 e começo de 1999. O Brasil havia adotado um regime de bandas cambiais desde 1995. Diante da deterioração das expectativas dos agentes e uma grande fuga de capital internacional, o Banco Central do Brasil aumentou substancialmente a taxa de juros (quase 85% no segundo semestre de 1998) para evitar uma crise cambial, mas resolveu abandonar o regime cambial no início de 1999. As economias do Brasil e mineira experimentaram uma recessão entre 1997 e 1998. Porém, contrariamente as expectativas, a recessão não se prolongou após a crise cambial e a economia entrou em recuperação modesta no primeiro trimestre de 1999.

O começo e fim da recessão de 2001 no Brasil e Minas Gerais coincidem com a recessão americana, a qual estava associada a um declínio na produção manufatureira em meados de 2000 e a subsequente queda abrupta do mercado financeiro e quebras de muitas empresas associadas a expansão da internet (as dot.com). Esta também está associada à crise cambial da Argentina em 2001 e severa recessão experimentada por esse país. Internamente, a economia de Minas Gerais e do Brasil como um todo também se deparou com uma crise de energia elétrica entre julho de 2001 a setembro de 2002, a qual levou a um racionamento de energia e redução da produção. A recessão de 2002, no entanto, começou somente no último trimestre desse ano, quando a crise energética já havia arrefecido. Esta recessão, a qual durou 3 trimestres, está associada a incerteza com relação ao resultado da eleição presidencial de 2002 e as expectativas dos agentes com relação a mudanças potenciais de política econômica que o novo presidente eleito poderia ter implementado.

A recessão de 2008-2009 começou no Brasil e em Minas no momento em que a recessão americana (a qual tinha se iniciado em dezembro de 2007 associada à crise no mercado mobiliário) tornou-se mais severa, na metade de 2008. A recessão no Brasil e em Minas culminou com a falência do banco de investimento Lehman Brothers e contágio da crise americana a nível mundial no terceiro e quartos trimestres de 2008. Porém, enquanto os EUA e

a Europa sofriam a pior recessão dos últimos cinquenta anos, as economias brasileira e mineira já estavam se recuperando no primeiro trimestre de 2009.

A expansão mais longa da economia mineira ocorreu entre 2003 e 2008, a qual durou 21 trimestres (mais de 5 anos), seguida da expansão entre 1983 e 1987 com duração de 17 trimestres (mais de 4 anos). O período de maior prosperidade da economia de Minas Gerais, levando-se em conta tanto a extensão como o nível de crescimento médio ocorreu durante a expansão de 2003-2008.

A análise do ciclo econômico mineiro indica que a economia do Estado está bem sincronizada com a economia nacional, entrando e saindo de períodos de recessão ao mesmo tempo que o Brasil. Os períodos de prosperidade econômica de Minas também são bem correlacionados ao crescimento ao nível nacional. Observa-se portanto, que os choques negativos e positivos para os quais a economia brasileira está suscetível também movem a economia mineira. Choques de demanda e oferta interna são importantes, mas choques externos como crises cambiais e recessões mundiais também são fatores importantes nos ciclos econômicos de Minas Gerais.

7 MODELOS ANTECEDENTES PARA PREVISÃO DA ATIVIDADE ECONÔMICA DE MINAS GERAIS

O segundo objetivo desse artigo é construir indicadores antecedentes para a previsão dos ciclos econômicos de Minas Gerais. O primeiro passo foi estabelecer um calendário do começo e fim das fases dos ciclos econômicos mineiros, como obtido na seção anterior. Essas datas são os pontos de referência para avaliar o desempenho de previsão destas pelos indicadores antecedentes. Os indicadores antecedentes geram probabilidades futuras das recessões conforme definidas por essa cronologia.

Esse artigo usa o modelo probit com dinâmica autoregressiva proposto em Chauvet e Morais (2012), composto de séries com poder de previsão para antecipar recessões. Esse modelo consiste da combinação dos modelos probit de Chauvet e Potter (2005) e de Dueker (1997), o qual é um instrumento eficiente para prever ciclos econômicos, uma vez que considera informações sobre as potenciais diferenças das fases com relação às suas durações, profundidades ou amplitude. Além disso, as probabilidades de recessão do modelo permitem representação de períodos de volatilidades diferentes das fases do ciclo.

O modelo de Chauvet e Potter (2005) generaliza o modelo probit simples com um processo autoregressivo para a variável latente. Os modelos probit simples geram probabilidades de recessão período a período, enquanto que o método de Chauvet e Potter (2005) permite a construção de probabilidades de previsão mais precisas, baseadas em mudanças nas probabilidades de “primeira ocorrência” de um evento, como a fase de recessão (ou expansão), e probabilidades de que a fase do ciclo vai continuar por um determinado número de períodos à frente. Essas probabilidades de “primeira ocorrência” consideram informações com relação à duração das fases dos ciclos. Dueker (1997) introduz um processo autoregressivo para o indicador binário (não latente), o que também leva a uma utilização de informação sobre características do ciclo na formação de probabilidades de previsão. O modelo probit de Chauvet e Morais (2012) inclui um processo autoregressivo tanto para a variável latente quanto para o indicador binário.

7.1 Modelo Probit Simples

O modelo probit assume uma variável latente Y_t^* para a qual existe uma realização binária Y_t , representando a ocorrência ou não de um evento:

$$Y_t = \begin{cases} 0 & \text{se } Y_t^* < 0 \\ 1 & \text{se } Y_t^* \geq 0 \end{cases} \quad (6)$$

onde Y_t^* representa as fases dos estados dos ciclos econômicos. O indicador Y_t assume o valor zero se a observação for uma expansão ou um se for uma recessão. Na presente análise, Y_t representa a cronologia de ciclos econômicos mineiros, conforme descrito na Tabela 4.

O objetivo do modelo probit é antecipar Y_t^* – os pontos de mudança dos ciclos econômicos, o que é obtido a partir da equação:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_m X_{t-k} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \quad (7)$$

onde X_{t-k} são as séries pré-determinadas antecedentes, k é o horizonte de previsão em trimestres e os coeficientes da regressão são β_m , para $m = 1, \dots, M$ são.

A previsão de recessões tradicionais trimestre a trimestre é obtida a partir da probabilidade condicional de ocorrência de uma recessão ($Y_t^* \geq 0$) k períodos à frente:

$$P(Y_t^* \geq 0 | X_{t-k}, \beta) = \Phi[\beta_0 + \beta_m X_{t-k}] \quad (8)$$

onde $\beta = [\beta_0, \beta_m]'$ e $\Phi(\cdot)$ é uma função de distribuição cumulativa normal simples.

Nesta análise, assume-se que um ciclo econômico n inicia-se um trimestre depois do vale e continua até o trimestre do próximo vale. Com isso, se t_{n-1} é a data do vale do ciclo econômico $n-1$, então as datas dos ciclos econômicos n são obtidas de $t \in \{t_{n-1} + 1, \dots, t_n - 1, t_n\}$. O conjunto dos ciclos de expansão é $E = \cup E_n$ e o conjunto dos ciclos de recessão é $R = \cup R_n$.

7.2 Modelo Probit Dinâmico Autoregressivo

O modelo probit de Chauvet e Morais (2012) introduz dinâmicas na variável latente Y_t^* e no processo binário observado Y_t , assumindo que estas seguem um processo autoregressivo de primeira ordem:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_m X_{t-k} + \theta Y_{t-1}^* + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Assume-se que o coeficiente autoregressivo $|\theta| < 1$ e que o ciclo econômico inicial é parcialmente observado começando de $t = K + 1$ ($t_1 = K$)

A estimação do modelo probit com o componente autoregressivo para a variável latente requer o cálculo de integrais múltiplas sobre o valor desconhecido da variável latente defasada no caso do método clássico de verossimilhança. Esse artigo utiliza o método bayesiano para

estimar os modelos, com o amostrador de Gibbs. A técnica bayesiana de estimação da variável latente autoregressiva é relativamente simples, além utilizar distribuições das probabilidades previstas que contém informação sobre a incerteza do parâmetro e incerteza com relação aos valores mais recentes da variável latente. Os detalhes da estimação estão descritos em Chauvet e Potter (2005).

7.3 Probabilidade de Primeira Ocorrência e Previsão de Recessão

A probabilidade de primeira ocorrência de uma recessão (Chauvet e Potter 2005) utiliza informações sobre as fases dos ciclos econômicos, como extensão da fase e do ciclo para formar previsões. Considere o primeiro trimestre de uma ocorrência $H_R(t)$:

$$H_R(t) = \{H : Y_{t+H}^* > 0, Y_{t+H-1}^* < 0, \dots, Y_{t+1}^* < 0\}, \quad (10)$$

Por exemplo, se a ocorrência é um pico, a economia estava em uma expansão em $t + H - 1$ e em períodos anteriores e transicionou para uma recessão em $t + H$.

A probabilidade de primeira ocorrência de uma recessão para o modelo probit simples é:

$$\pi_R(k, t) = P[H_R(t) = k] = P[Y_{t+k}^* > 0 / Y_{t+k-1}^* < 0, \dots, Y_{t+1}^* < 0] (1 - \pi_R(k-1, t)) \quad (11)$$

onde $\pi_R(0, t) = 0$ e $k = 1, 2, \dots, K$. Portanto, $\pi_R(k, t)$ é a probabilidade que a primeira ocorrência de uma recessão $H_R(t)$ se dará no mês k do horizonte de previsão K . Essa derivação é baseada na hipótese de que o estado do ciclo de negócios é conhecido no período t , gerando K períodos para previsão. Essas expressões, condicionadas à sequência de valores do conjunto de indicadores antecedentes escolhidos $X_{t-K}^k = \{X_{t-K+1}, X_{t-K+2}, \dots, X_{t-K+k}\}$, resultam em:

$$\pi_R(k, t) = \Phi[\beta_0 + \beta_m X_{t-K+k}] \prod_{s=1}^{k-1} \{1 - \Phi[\beta_0 + \beta_m X_{t-K+s}]\} \quad (12)$$

No modelo probit simples, $\pi_R(k, t)$ reflete uma probabilidade condicional constante de recessão, a qual é diretamente relacionada à função de verossimilhança dos dados observados. O método bayesiano avalia a função de distribuição cumulativa a cada amostragem de Gibbs. Assim, a média do conjunto de previsões pode ser computada para gerar uma estimativa da média posterior da probabilidade de recessão. Para o modelo probit simples, as previsões são:

$$\hat{P}(Y_{T+K}^* \geq 0 / X_T, X^{T-K}, \psi, Y_T) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \Phi[\beta_0^{(i)} + \beta_m^{(i)} X_T] \quad (13)$$

onde ψ representa os hiperparâmetros das distribuições das priores e a hipótese das condições iniciais da variável latente e das variáveis antecedentes. Intervalos de confiança das probabilidades de recessão podem ser obtidos da distribuição de previsão posterior.

No caso do modelo probit dinâmico utilizado, a probabilidade de recessão no momento t é estimada a partir da integração de todos os valores da variável latente de estado. Por exemplo, a *probabilidade de primeira ocorrência de uma recessão para o modelo probit autorregressivo* é:

$$\pi_R(t,1) = \int_{y_t^* < 0} \Phi_n(\beta_0 + \beta_m X_{t-K+1} + \theta y_t^* + \phi y_t) f(y_t^* / X^t) dy_t^* \quad (14)$$

dado que a economia está em uma fase de expansão no momento t e ciclo n . As probabilidades k períodos a frente são então obtidas a partir da integração múltipla de $\{Y_{t+s}^* : s = 0, \dots, k-1\}$:

$$\pi_R(t,k) = \int_{y_t^* < 0} \dots \int_{y_{t+k-1}^* < 0} \Phi_n[\beta_0 + \beta_m X_{t-K+k} + \theta y_{t+k-1}^* + \phi y_{t+k-1}] \quad (15)$$

$$\prod_{s=0}^{k-1} \{1 - \Phi_n[\beta_0 + \beta_m X_{t-K+s} + \theta y_{t+s}^* + \phi y_{t+s}]\} f(y_{t+k-1}^*, \dots, y_t^* / S^t) dy_{t+k-1}^* \dots dy_t^*$$

As previsões são formadas para os valores desconhecidos da variável latente defasada a partir de integração numérica a cada passo do amostrador de Gibbs, gerando uma amostra de Y_T^* , θ e σ . Esses valores são utilizados para simular J realizações de séries temporais de $\{Y_{T+s}^* ; s = 1, 2, \dots, k\}$ usando valores das variáveis antecedentes observadas de $T-K+1$ a $T-1$. A média dessas J amostras é dada por:

$$\hat{P}(Y_{T+K}^* \geq 0 / X_T, X^{T-K}, \psi, Y_T^{\{i\}}, Y_T^{\{i\}}, \xi^{\{i\}}) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \Phi[(\beta_0^{\{i\}} + \beta_m^{\{i\}} X_T + \theta^{\{i\}} Y_{T+k-1}^{\{j\}} + \phi^{\{i\}} Y_{T+k-1}^{\{j\}})] \quad (16)$$

onde $\xi^{\{i\}}$ representa o conjunto de amostras de parâmetros na i -ésima iteração. A partir da média das probabilidades das amostras, produz-se uma estimativa da média posterior da probabilidade de recessão e uma estimativa da distribuição posterior. Como resultado, a realização da previsão dos pontos de mudança em tempo real é mais precisa.

8 SELEÇÃO DE VARIÁVEIS ANTECEDENTES

Essa seção discute o processo de seleção e os resultados das variáveis antecedentes selecionadas, as quais são utilizadas no modelo probit dinâmico para formar previsões de recessões e expansões dos ciclos econômicos de Minas Gerais.

Uma grande quantidade de dados foi coletada de várias instituições mineiras e nacionais, governamentais e privadas, como o Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG), a Fundação João Pinheiro, a Secretária Estadual de Fazenda de Minas Gerais, o IPEADATA, a FGV DADOS, o IBGE, o BACEN e o Ministério do Trabalho.

Dezenas de variáveis foram selecionadas como candidatas potenciais para caracterizar (variáveis coincidentes) e prever (variáveis antecedentes) o ciclo econômico mineiro. A partir daí, uma extensa pesquisa foi implementada sobre a qualidade e confiabilidade dos dados. Variáveis que apresentaram mudanças de cálculo e métodos de coleta foram excluídas da análise. As variáveis restantes foram selecionadas de acordo com a frequência com que são coletadas, o tamanho de sua amostra e a sua tempestividade para permitir análise em tempo real (isto é, o quão rápido novos lançamentos das séries estão disponíveis). Após a seleção de dados confiáveis, um banco de dados foi montado contendo as variáveis candidatas que foram então classificadas como coincidentes ou antecedentes com o ciclo econômico de Minas Gerais.

Vários procedimentos estatísticos foram utilizados para selecionar e classificar as variáveis. Primeiro, as séries foram dessazonalizadas usando o método X-11, deflacionadas usando o IGP-DI, o IPCA, ou deflator de rendimento do IBGE nacional ou estadual e transformadas para alcançar estacionariedade. Segundo, as variáveis foram classificadas de acordo com procedimentos lineares e não lineares para determinar seu poder de previsão do ciclo econômico mineiro. Os procedimentos lineares incluem avaliação da capacidade de cada série de causar o PIB de MG e o Indicador do PIB MG no sentido de Granger; o poder de previsão marginal para essas séries, após inclusão de outras séries defasadas uma a uma; a relação bivariada de cada série candidata com a atividade econômica; e a correlação cruzada dessas séries e antecipação de fase em domínio de frequência.

Os procedimentos não lineares visam analisar a capacidade de cada série de antecipar os picos e vales dos ciclos econômicos mineiros usando métodos probabilísticos. Várias especificações alternativas de modelos de mudança de Markov e do modelo probit foram ajustadas para cada uma das variáveis candidatas antecedentes. As probabilidades de ocorrência de estados de crescimento positivo ou negativo para cada uma das séries foram utilizadas para analisar a relação deslocamento-defasagem não-linear dessas com o ciclo econômico de Minas Gerais.

Dessa análise, as melhores variáveis antecedentes selecionadas, as quais apresentam movimentos antecedentes com relação ao indicador mensal do PIB de MG e o Indicador do PIB MG e com relação às datas dos ciclos econômicos, foram divididas em duas categorias. Uma refletindo diretamente flutuações na atividade econômica mineira e outra refletindo variáveis de âmbito nacional e internacional. As séries antecedentes são:

Categoria 1: transporte de cargas rodoviário e ferroviário de MG, vendas de óleo diesel em MG, consumo de cimento em MG, consumo de gás em MG.

Categoria 2: balança comercial, papel ondulado, TB 3 meses, TB 10 anos, produção de máquinas e equipamentos, retorno de ações do BOVESPA, risco Brasil JP Morgan.

9 PREVISÃO DE CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS

O principal objetivo da análise da relação entre os indicadores antecedentes e os pontos de mudança dos ciclos dos negócios é construir melhores previsões desses pontos de mudança. O modelo probit dinâmico é usado para obter a previsão das recessões para a atividade econômica de Minas Gerais. Os instrumentos de análise são a média posterior das probabilidades iniciais, os intervalos de probabilidade dados pela distribuição *posteriori* prevista, e o produto acumulado das probabilidades individuais (probabilidades de primeira ocorrência).

Vários modelos obtidos de diferentes combinações das séries antecedentes nas categorias 1 e 2 apresentam bom poder de previsão para os ciclos econômicos de Minas Gerais. O melhor modelo, aqui discutido, inclui as séries defasadas da curva de juros americana (TB10-TB3), a produção de máquinas e equipamentos, o retorno de ações do BOVESPA, e as vendas de óleo diesel em MG.

O gráfico 6 mostra as probabilidades antecedentes de recessão do modelo probit dinâmico com essas séries. Conforme observado, as probabilidades aumentam consistentemente acima de 80% antes de cada recessão em Minas Gerais. O modelo prevê todas as recessões com uma antecedência de 1 a 3 trimestres. Nota-se também que as probabilidades não apresentam nenhum sinal falso. Além disso, os seus sinais são de fácil interpretação uma vez que estas não se concentram em valores em torno de 50%, o que levaria a uma incerteza na identificação de sinais antecedentes de recessão. Ao contrário, as probabilidades de recessão situam-se em torno de 10% durante expansões e sobem para valores bem acima de 50% antes de todas as recessões de Minas Gerais.

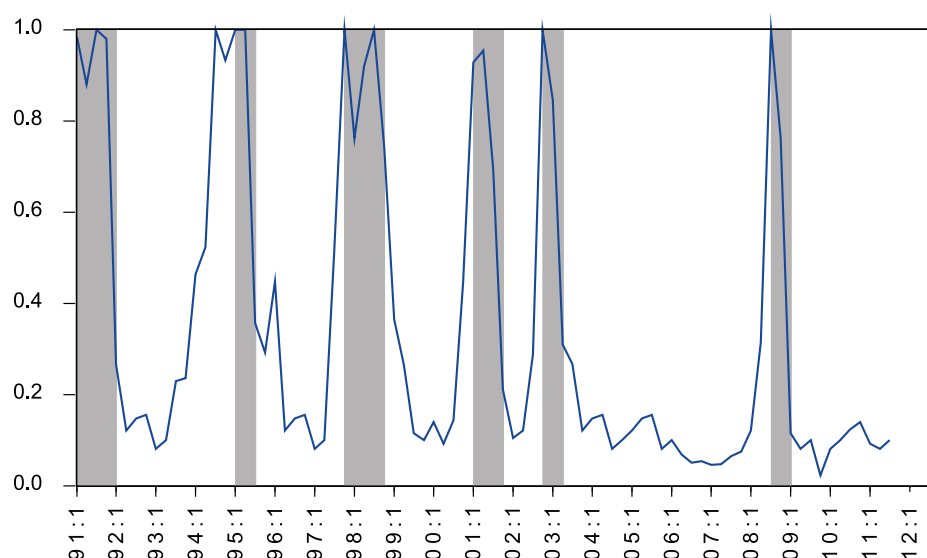


Gráfico 6 – Probabilidades Antecedentes de Recessão (—) e Cronologia dos Ciclos Econômicos de Minas Gerais (área hachurada)

O modelo probit dinâmico é utilizado para obter previsões da economia mineira em tempo real fora da amostra. O modelo é estimado até o quarto trimestre de 2011. As probabilidades de primeira ocorrência são então calculadas para prever duas datas futuras fora da amostra – o primeiro e segundo trimestres de 2012. A Tabela 5 mostra as probabilidades de continuação de expansão e as probabilidades de primeira ocorrência de recessão, assim como a incerteza em torno dessas previsões. De acordo com os resultados, o modelo prevê um crescimento moderado da economia mineira no primeiro trimestre de 2012, com uma probabilidade de 27% da economia entrar em uma recessão nessa data. A incerteza em torno dessa probabilidade é bastante alta, com um intervalo de confiança de 0% a 45%. A probabilidade de ocorrência de recessão no segundo trimestre de 2012 é um pouco menor, 16% e a precisão dessa previsão também é maior. O intervalo de confiança da probabilidade de recessão nesse trimestre é entre 2% e 25%. O modelo indica, portanto, que o crescimento econômico de Minas Gerais no primeiro trimestre de 2012 é modesto, mas não baixo o suficiente para considerar-se esse período uma recessão.

	2012:I	2012:IV
Probabilidade de Expansão Continuada	72,8%	84,0%
Probabilidade de Primeira Ocorrência de Recessão	27,2%	16,0%
Menor 2,5 percentil*	0,01%	2,21%
Maior 97,5 percentil*	45,4%	24,7%

Tabela 5 – Probabilidades de Primeira Ocorrência em Tempo Real Fora da Amostra

(*) Representa o intervalo de confiança para a probabilidade de primeira ocorrência de recessão.

10 CONCLUSÃO

Esse artigo utiliza modelos formais para obter uma cronologia do começo e fim das recessões em Minas Gerais nos últimos 20 anos. Indicadores coincidentes e antecedentes dos ciclos econômicos mineiros são construídos, os quais podem ser utilizados como instrumentos para monitorar o estado corrente da economia. Os indicadores apresentam uma notável conformidade com as flutuações cíclicas do PIB mineiro, identificando e prevendo todas as recessões na amostra. Os modelos geram probabilidades de recessão, as quais sinalizam em tempo real a robustez ou fragilidade da economia mineira e prevêm recessões 1 a 2 trimestres a frente.

ABSTRACT

This paper uses frontier probabilistic model to obtain a chronology of business cycles for Minas Gerais, and to construct coincident and leading indicators of the mineira economy. A dynamic factor model with regime switching is used to represent cyclical movements and to determine the beginning and end of recession and expansion phases in Minas Gerais. This model generates a coincident indicator of the mineira economy and probabilities of recessions and expansions, which can be used to analyze and monitor the different features of business cycle phases. This article also proposes the construction of leading indicators, using a dynamic probit model. The model generates probabilities of future recessions, as well as probabilities of continuing or ending a cycle phase. The framework also allows evaluation of the degree of uncertainty or precision of these probabilities. The estimated coincident indicator displays a remarkable historical conformity with cyclical movements in the PIB mineiro, with respect to its volatility, duration of phases, and timing of turning points. Regarding the leading indicators, the probabilities obtained from the probit model predict all recessions in sample, with a lead of two quarters. In addition, the identification of future recessions is unequivocal since the probabilities rise above 80% before all recessions in Minas, and do not yield any false signal. The probit model is also estimated in real time for the recent period.

Key-Words: Forecasting, Leading and Coincident Indicators, Dynamic Factor, Markov Switching, Recessions, Business Cycle, Monitoring, Real Time, Minas Gerais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARNETT, William A., CHAUVET, Marcelle, LEIVA-LEON, D. *Forecasting nominal output*. California: University of California Riverside, 2012. (Working Paper)

BRY, Gerhard., BOSCHAN, Charlotte. *Cyclical analysis of times series: selected procedures and computer programs*. New York: National Bureau of Economic Research, 1971. 230 p.

BURNS, Arthur F., MITCHELL, Wesley C. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research. 1946. 560 p. (National Bureau of Economic Research. *Studies in business cycles*, 2)

CHAUVET, Marcelle. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switches. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 969-996, nov. 1998.

CHAUVET, Marcelle. Indicadores antecedentes da inflação brasileira. *Pesquisa e planejamento econômico*, v. 31, n. 1, p. 323-354, abr. 2001.

CHAUVET, Marcelle. A Monthly indicator of the Brazilian GDP. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 21, n. 1, p. 1-47, 2001b.

CHAUVET, Marcelle. The Brazilian business and growth cycles. *Revista Brasileira de Economia*. v. 56 n. 1. P. 75-106, jan.-mar. 2002.

CHAUVET, M., SILVA, J.A.B. Leading indicators of recession for the Brazilian economy. In: XXVI Meetings of the Brazilian Econometric Society, 2004, João Pessoa. *Proceedings...* João Pessoa, 2004. p. 1-20.

CHAUVET, Marcelle, HAMILTON, James D. Dating Business Cycle Turning Points in Real Time. In: MILAS, Costas, ROTHMAN, Philip, DIJK, Dick van (Ed.) *Nonlinear time series analysis of business Cycles*. Boston: Elsevier, c2006. p. 1-54. (Contributions to economic analysis, 276)

CHAUVET, M.; MORAIS, I.A.C. Predicting Recessions in Brazil. In: ENCONTRO ANUAL LACEA/LAMES, 13. 2008. *Anais...* Rio de Janeiro: LACEA/LAMES. 2008. p. 1-36.

CHAUVET, Marcelle, MORAIS, Igor Alexandre C. Indicadores antecedentes da indústria de bens de capital no Brasil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 31, n. 1, out. 2011.

CHAUVET, Marcelle, PIGER, Jeremy. A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods. *Journal of Business Economics and Statistics*, v. 26, n. 1, p. 42-49. 2008.

CHAUVET, Marcelle, POTTER, Simon. Forecasting recessions using the Yield curve. *Journal of Forecasting*, v. 24, n. 2, p. 77-103. Mar. 2005.

DUEKER, Michael J. Strengthening the case for the Yield curve as a predictor of U.S. recessions. *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic review*, v. 79, n. 2, p. 41-51, Mar./Apr. 1997.

HAMILTON, James. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

HAYWOOD, E. The Deviation Cycle: a New index of the Australian business cycle, 1950-1973. *Australian Economic Review*, v. 6, n. 4, p. 31-39, Dec. 1973.

MARIANO, Roberto S., MURASAWA, Yasutomo. A New Coincident Index of Business Cycles based on Monthly and Quarterly Series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, n. 4, p. 427-443, Jul./Aug. 2003.

MERCADO DE TRABALHO EM MINAS GERAIS: ESTRUTURA E TENDÊNCIAS

ÉBER GONÇALVES*
GABRIELA FREITAS DA CRUZ**

* Mestre em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais e Empreendedor Público no Escritório de Prioridades Estratégicas do Governo do Estado de Minas Gerais.

**Graduanda em Economia na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais. Trabalha no Escritório de Prioridades Estratégicas do Governo do Estado de Minas Gerais.

RESUMO

O artigo faz uma análise da evolução recente do mercado de trabalho em Minas Gerais, comparando-o, principalmente, com São Paulo, Sudeste e Brasil. São apresentados resultados referentes à composição da População Economicamente Ativa (PEA) e da população ocupada, às situações de desocupação e informalidade e ao rendimento e à produtividade dos trabalhadores. Dentre os resultados, destacam-se o fato de que a força de trabalho mineira vem se tornando mais madura, escolarizada e mais bem remunerada; o crescimento acentuado do rendimento do trabalho, especialmente daquele menos remunerado, em contraste com a evolução lenta da produtividade do trabalho; e as marcadas diferenças entre as regiões de planejamento do estado.¹

Palavras-chave: Mercado de Trabalho, Minas Gerais.

¹ Os autores agradecem os valiosos comentários e sugestões do Prof. Afonso Henriques Borges Ferreira.

1 INTRODUÇÃO

Este artigo traz uma visão geral da estrutura e da evolução do mercado de trabalho de Minas Gerais. Reportam-se as características e movimentos mais relevantes do mercado de trabalho mineiro nos últimos 10 anos. Trata-se da evolução da população economicamente ativa, estrutura ocupacional, informalidade, desocupação, rendimento e produtividade do trabalho entre 2001 e 2011.

São Paulo, Sudeste e Brasil são sempre utilizados como unidades geográficas de comparação. Em algumas situações, são apresentadas informações das regiões de planejamento do estado, a partir da Pesquisa por Amostra de Domicílios de Minas Gerais (PAD-MG) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

2 POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA (PEA)

A PEA é uma medida do tamanho da força de trabalho de um determinado lugar. É composta por pessoas ocupadas e desocupadas. São considerados ocupados todos aqueles que exerceram alguma atividade produtiva em um período de referência. As pessoas que não estavam exercendo nenhuma atividade produtiva, mas tinham tomado alguma providência para obter uma oportunidade para tal, são consideradas desocupadas (ou desempregadas).

Ao longo dos últimos 30 anos, a PEA de Minas Gerais mudou significativamente, tornando-se menos masculina, mais madura, menos branca, mais escolarizada, mais urbana e também mais metropolitana. Algumas dessas tendências, de forma mais ou menos intensa, também são observadas nos últimos dez anos.

Observa-se que, nos últimos dez anos, houve uma estabilização na distribuição da PEA mineira por sexo. Em 2001 os homens representavam 58% da PEA e as mulheres 42%. Houve uma ligeira redução da participação dos homens nos anos seguintes, permanecendo em torno de 56% nos anos finais do período analisado.

Pode-se dizer que ainda existe uma sub-representação de mulheres na PEA, dado que elas são aproximadamente 52% da PIA (População em Idade Ativa, aqui entendida como as pessoas de 10 anos ou mais) e apenas 44% da PEA em 2011. De acordo com Nonato *et al.* (2012), devido a esse hiato entre as participações masculina e feminina, ainda há grande espaço para a inserção das mulheres no mercado de trabalho. Os autores preveem uma participação destacada das mulheres no mercado de trabalho nos próximos anos, devido à elevação mais intensa do nível de escolaridade das mulheres em comparação aos homens e a uma continuidade do crescimento de sua disposição para ofertar sua força de trabalho.

Por outro lado, outros especialistas preveem uma relativa estabilização da participação das mulheres no mercado de trabalho. Esse cenário alternativo seria devido ao aumento dos custos da terceirização dos cuidados da casa e dos filhos, ao aumento da renda real dos maridos e até a mudança de comportamento das mulheres, que, quando entram no mercado de trabalho, sofrem com a dupla jornada. Ramos, Aguas e Furtado (2011) mostram que a renda do marido, *ceteris paribus*, tem um efeito negativo sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho. De fato, a participação das mulheres na PEA teve uma leve redução entre 2009 e 2011. Outros dados, porém, vão na direção contrária a essa tendência: a PNAD 2011 também mostra que, no Brasil, a proporção de mulheres chefes de domicílio e a participação da renda feminina na renda dos domicílios vêm crescendo (IPEA, 2012).

Já com relação à distribuição da PEA mineira segundo cor/raça, observa-se uma continuidade da tendência observada nas décadas anteriores, de aumento da participação da população negra, também com relativa estabilização nos anos finais da década de 2000. Os pretos e pardos representavam 48% da PEA em 2001, percentual que fica entre 54% e 56%

nos anos finais da última década. Além disso, a participação dos negros e pardos na PEA está muito próxima de sua participação na PIA: pretos e pardos representavam aproximadamente 53% da PIA e 54% da PEA em 2011.

Seguindo a tendência da população como um todo e da PIA, a participação da população adulta (25 a 64 anos) na PEA mineira vem crescendo continuamente, como mostra o Gráfico 1. Ao longo dos anos 2000, ganhou participação na PEA a população nas faixas etárias de 25 a 49 anos e de 50 a 64 anos. O primeiro grupo representava 55% da PEA nos anos iniciais da década, chegando a 58% em 2011. Já as pessoas entre 50 e 64 anos aumentaram sua participação de 13% para 18% no período considerado.

Por outro lado, entre 2001 e 2011, a redução da participação dos jovens de 18 a 24 anos na PEA foi de aproximadamente três pontos percentuais (19% para 16%). Também se observa uma queda da participação das crianças e adolescentes na faixa etária de 10 a 17 anos, que caiu de 8% para 5%, entre 2001 e 2011.

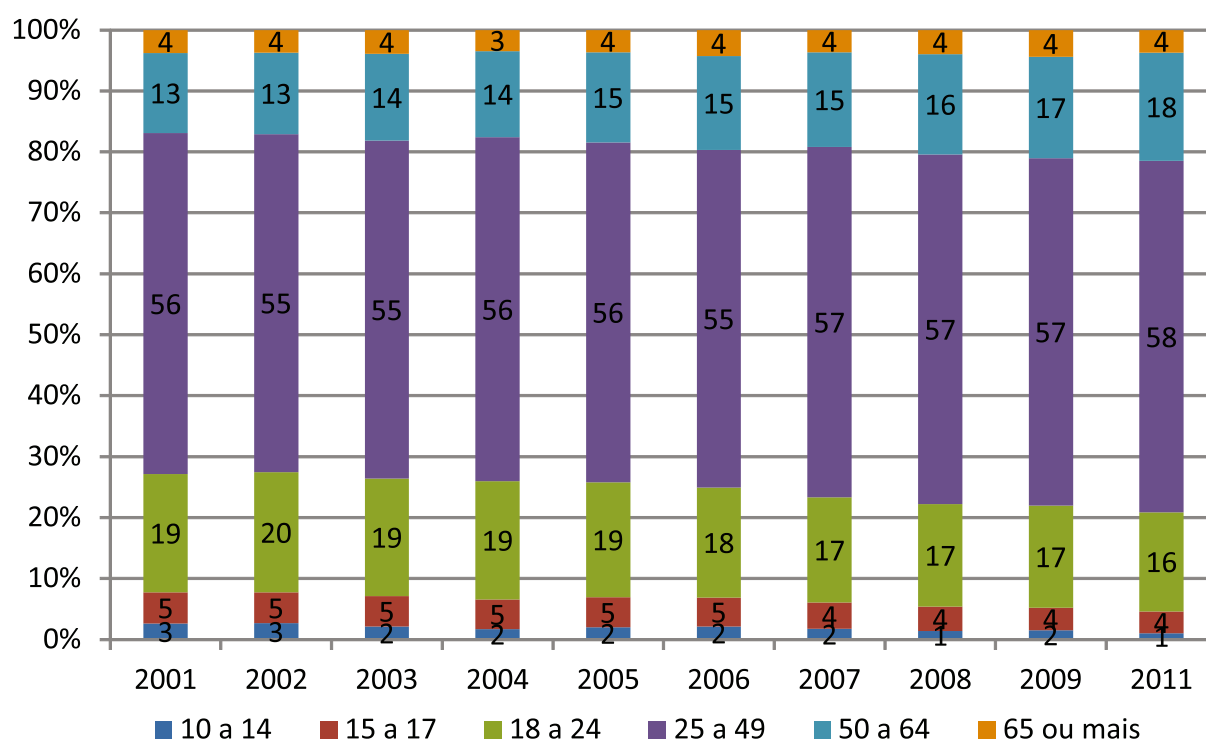


Gráfico 1 – PEA de Minas Gerais por grupos etários (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

Em 2010 a PNAD não foi realizada por ser ano censitário.

Dois fatores principais podem explicar a queda da participação dos jovens na PEA. O primeiro fator é demográfico: a participação dos jovens na PIA também caiu. O segundo fator diz respeito à disposição dos mais jovens para entrar no mercado de trabalho: em geral, como mostra a evolução da taxa de atividade no Gráfico 2, eles estão adiando essa entrada.

A taxa de atividade dos jovens de 15 a 17 anos caiu de 43,9% em 2001 para 37% em 2011. Para os jovens na faixa etária imediatamente superior (18 a 24 anos), observa-se um movimento de aumento de participação entre 2001 e 2005 e queda nos anos seguintes. No primeiro período, ela subiu de 74% para 79%, caindo para 75% em 2011. A queda na taxa de atividade dos jovens pode ser atribuída ao aumento da renda real dos responsáveis pelos domicílios, que reduz a necessidade de complementação da renda familiar através do trabalho dos jovens. Outros fatores que afetam a decisão de ingresso no mercado de trabalho são a opção pela continuidade dos estudos, a dificuldade de inserção desse grupo no mercado de trabalho e, principalmente no caso das mulheres, a fecundidade e a nupcialidade (TOMÁS, OLIVEIRA; RIOS NETO, 2008).

Para a população idosa, de 65 anos ou mais, a taxa de atividade em Minas Gerais oscilou ao longo da década. A maior taxa de atividade é observada para o ano de 2006, enquanto a menor é verificada no último ano, tendo ocorrido uma forte queda entre 2009 e 2011. Este último movimento de queda foi observado em todos os grupos etários, mas, proporcionalmente, parece ter sido mais intenso entre os dois grupos extremos: crianças de 10 a 14 anos e idosos de 65 anos ou mais.

A taxa de atividade total oscilou entre 62% e 65%, com tendência de crescimento ao longo da década, principalmente devido ao aumento da participação feminina. No entanto, ocorre uma queda acentuada nesta taxa em 2011, quando atingiu 61,5%, seu valor mais baixo no período. A redução observada entre 2009 e 2011 é consequência de um decréscimo da PEA, associado a uma menor disposição das pessoas em idade ativa em ofertar sua força de trabalho.

A redução da taxa de atividade total não se deve apenas a fatores demográficos, como o aumento da proporção da população idosa (65 anos ou mais), para a qual a taxa de atividade é sempre mais baixa, tendo em vista que ocorreu em todas as faixas etárias, apontando para uma menor disposição das pessoas em ingressar no mercado de trabalho, neste último ano. Embora seja prematuro falar de uma reversão da tendência de aumento da taxa de atividade, esses dados sugerem que a participação no mercado de trabalho evoluirá doravante a partir de outro patamar.

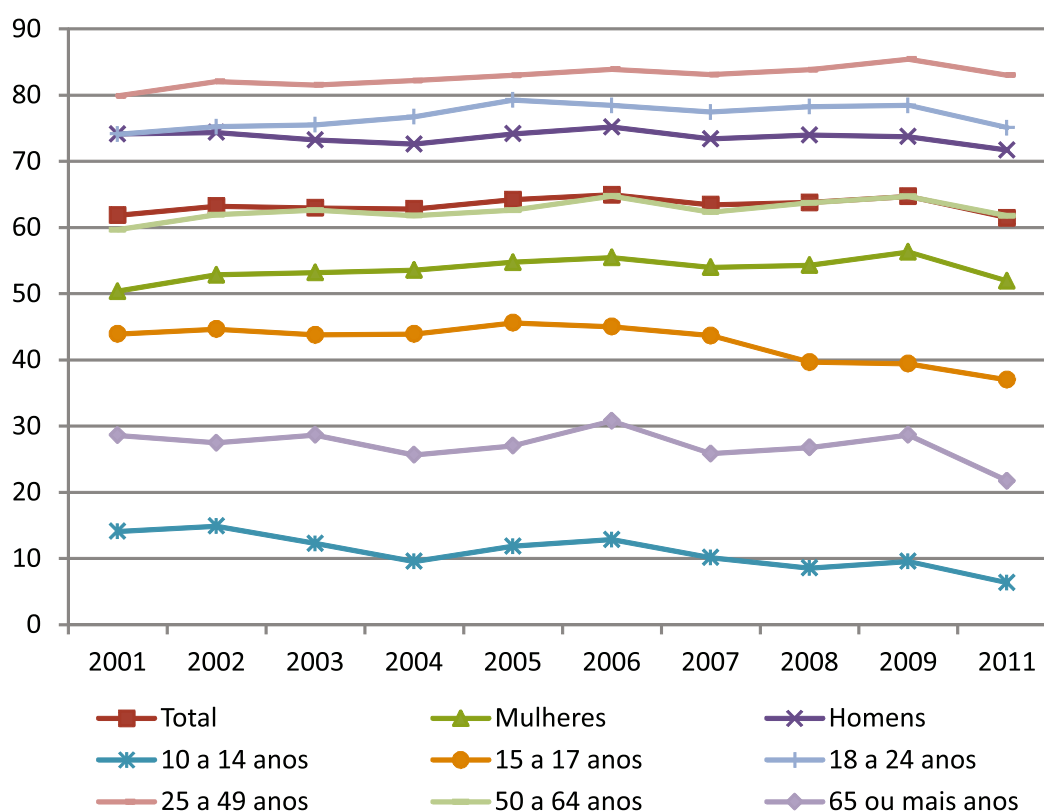


Gráfico 2 – Taxa de atividade em Minas Gerais por sexo e grupos etários (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

O nível educacional da PEA de Minas Gerais vem se elevando ao longo dos anos. A composição da PEA por grupos de escolaridade é apresentada no Gráfico 3. Diminui a participação nos níveis de escolaridade inferiores e aumenta nos superiores a oito anos de estudo. As mudanças mais significativas são observadas nas faixas de 4 a 7 anos, equivalente ao Ensino Fundamental incompleto, e de 11 a 14 anos, equivalente ao Ensino Médio completo e Superior incompleto. O primeiro reduziu a participação de 34% para 26% e o segundo aumentou de 21% para 31% entre 2001 e 2011, respectivamente.

A proporção de pessoas com Ensino Superior (15 anos ou mais de estudo) aumentou de 6% para 10% no período analisado. A participação das pessoas que possuem entre 8 e 10 anos de estudo também teve um aumento, crescendo de 16% para 19%. Por outro lado, os dois grupos de menor escolaridade, 1 a 3 anos e 0 anos, reduziram sua participação na PEA de 14% para 8% e de 10% para 7%, respectivamente.

A força de trabalho de Minas Gerais era relativamente menos escolarizada do que a de São Paulo, a do Sudeste e até a do Brasil em 2001. A evolução observada nos anos 2000 não

mudou a posição de Minas Gerais em relação a essas regiões, como mostra o Gráfico 3. A proporção de pessoas com Ensino Superior (15 ou mais anos) em São Paulo é 50% maior, a do Sudeste é 40% maior e a do Brasil é 10% maior que a de Minas Gerais. No entanto, esse grupo de escolaridade foi o que mais aumentou a participação em Minas Gerais, apresentando crescimento de 67%, superior a São Paulo, Sudeste e Brasil.

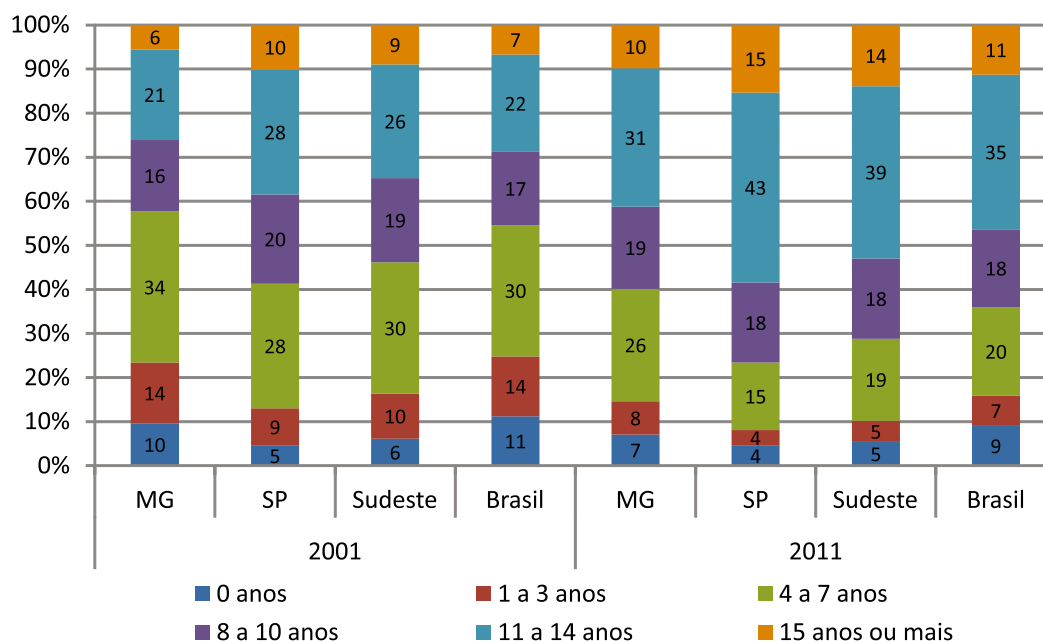


Gráfico 3 – PEA por grupos de anos de estudo (2001 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

Não houve grandes mudanças na distribuição da PEA de Minas Gerais em relação à situação (urbana/rural) e à área censitária (metropolitana/interior): ela se tornou um pouco mais urbana e manteve a proporção entre interior e região metropolitana. Aproximadamente 82% da PEA estava nas áreas urbanas em 2001. Esse percentual aumentou dois pontos percentuais ao longo da última década, chegando a 84% em 2011. Já a PEA metropolitana representa em torno de 25% da PEA do estado em todo o período 2001-2011.

A distribuição da PEA entre as regiões de planejamento de Minas Gerais pode ser vista no Gráfico 4. A região Central é a que mais concentra a PEA mineira. Além dos 26% na RMBH, tem mais 9% no seu interior, somando 35% da PEA do estado. A segunda maior força de trabalho de Minas Gerais está no Sul (15%) seguido pela Zona da Mata (11%), Triângulo e Norte (ambos com 8%) e Rio Doce (7%). Noroeste é a região com a menor PEA do estado, apenas 2%.

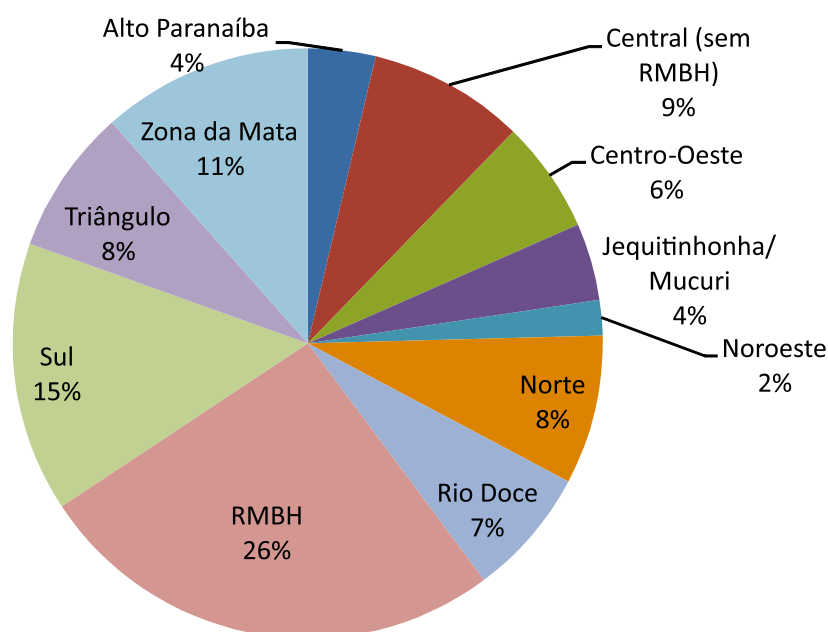


Gráfico 4 – Distribuição da PEA de Minas Gerais por região de planejamento (2011).

Fonte: PAD/FJP.

A força de trabalho que está na RMBH é relativamente mais escolarizada que nas demais regiões do estado, como mostra o Gráfico 5. Aproximadamente 11% da PEA da RMBH possui nível de escolaridade equivalente ao superior (15 ou mais anos de estudo). O mesmo percentual é observado para as outras áreas da região Central. Cerca de 48% da PEA da RMBH possui pelo menos 11 anos de estudo. Em contraposição, as regiões Jequitinhonha/Mucuri e Noroeste possuem as forças de trabalho menos escolarizadas do estado. Apenas 31% da PEA possui nível de escolaridade igual ou superior a 11 anos de estudo no Noroeste e 32% no Jequitinhonha/Mucuri.

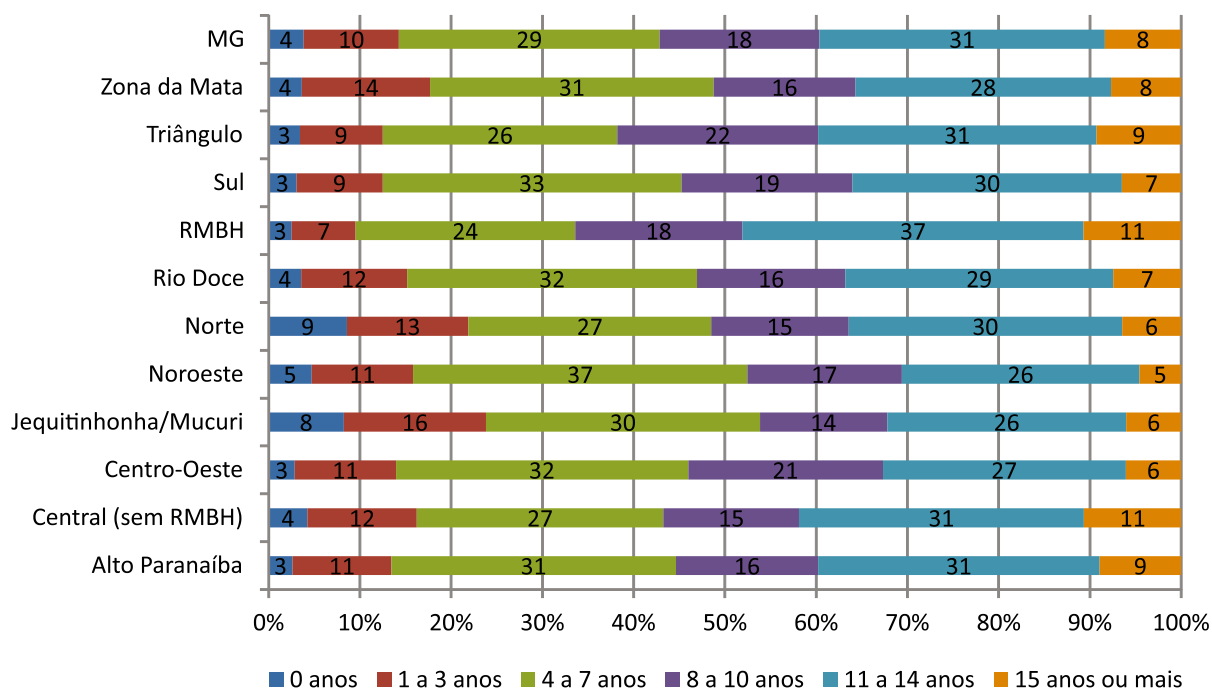


Gráfico 5 – Distribuição da PEA de Minas Gerais por grupos de anos de estudo nas regiões de planejamento (2011).

Fonte: PAD/FJP.

O nível de escolaridade da força de trabalho está de alguma forma relacionado à idade de entrada no mercado de trabalho. Quanto mais cedo ela acontecer, menor tende a ser o nível de escolaridade dos trabalhadores. O Gráfico 6 traz a distribuição da PEA de Minas Gerais por faixa etária nas regiões de planejamento. Observa-se que, diferentemente da distribuição por escolaridade, não existem diferenças tão grandes na distribuição por grupos etários entre as regiões.

As regiões que possuem uma maior proporção de crianças e adolescentes (10 a 17 anos) na PEA são Centro-Oeste (5%), Norte, Noroeste e Zona da Mata (4%). Já em relação à participação dos jovens (até 24 anos), destacam-se Centro-Oeste (24%), Norte (23%) e Noroeste (22%). De maneira geral, essas são as regiões cuja entrada antecipada no mercado de trabalho ocorre numa proporção relativamente maior.

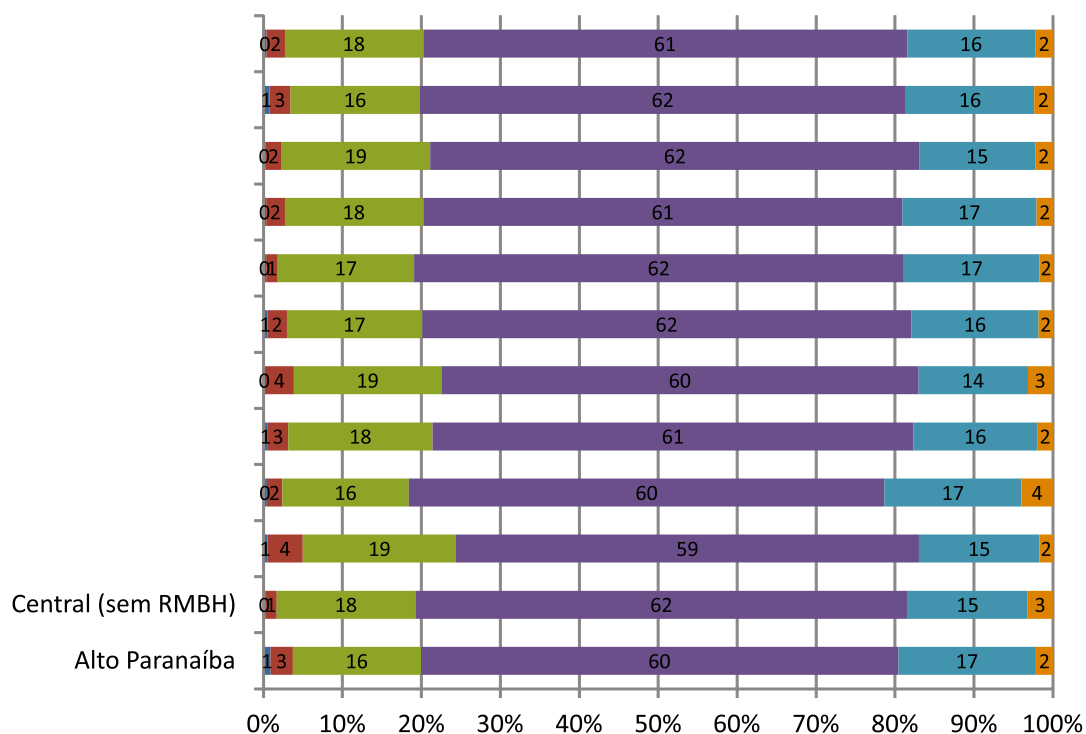


Gráfico 6 – Distribuição da PEA de Minas Gerais por grupos etários nas regiões de planejamento (2011).

Fonte: PAD/FJP.

Observa-se, ainda, que existem diferenças razoáveis na participação das mulheres na PEA das regiões de planejamento. RMBH e Central (sem RMBH) são as regiões com maior participação feminina (Gráfico 7). Em ambas, as mulheres representam mais de 40% da força de trabalho. As menores participações femininas, por sua vez, são verificadas no Norte e Jequitinhonha/Mucuri (36% em ambas). Esses resultados mostram diferenças na inserção dos gêneros no mercado de trabalho nas regiões de Minas Gerais e que em algumas dessas regiões a inserção feminina tem grande espaço para avançar.

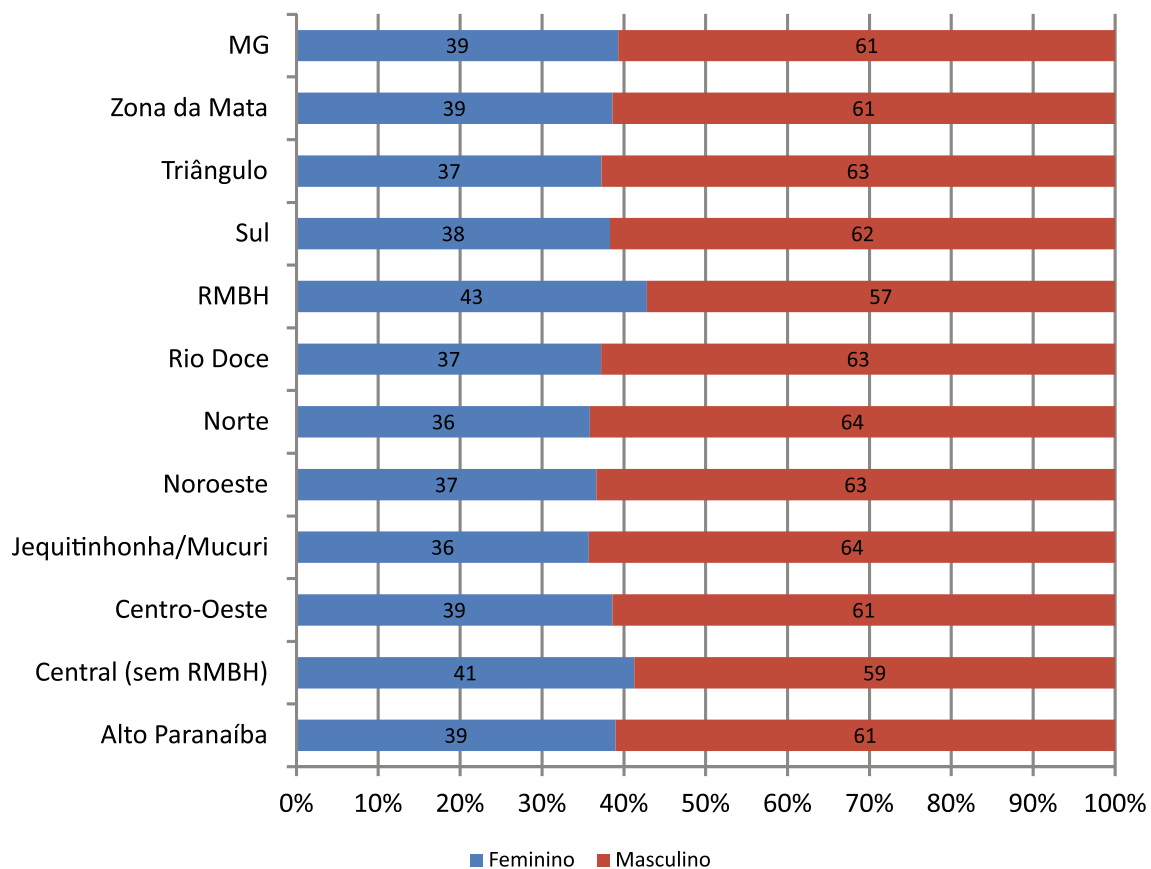


Gráfico 7 – Distribuição da PEA de Minas Gerais por sexo nas regiões de planejamento (2011).

Fonte: PAD/FJP.

3 POPULAÇÃO OCUPADA

A evolução do mercado de trabalho mineiro e brasileiro foi bastante favorável na última década. Enquanto a taxa de ocupação da PEA brasileira foi estimada em 85% em 2000, em 2010 esse valor chegou a 92%, de acordo com o Censo Demográfico. Em Minas Gerais, esses valores foram ligeiramente superiores: 86% e 93%, respectivamente.

Em relação à distribuição dos trabalhadores entre setores e posições na ocupação, também houve mudanças no período. O Gráfico 8 apresenta a evolução da estrutura ocupacional de Minas Gerais segundo grandes setores de atividade no período 2002-2011², comparando-a com São Paulo, Sudeste e Brasil. As mudanças mais significativas em Minas Gerais são notadas nos setores agrícola e de serviços. O primeiro perdeu seis pontos percentuais de participação, caindo de 24%, em 2002, para 18%, em 2011. Por outro lado, a participação do setor de serviços nas ocupações aumentou de 39% para 43% no mesmo período.

Os setores Construção e Comércio e reparação também ganharam participação na estrutura ocupacional de Minas Gerais, de 7% para 9% e de 15% para 16%, respectivamente. Já a participação da Indústria de transformação oscilou ao longo de todo o período, ficando entre 14% e 15% até 2009 e caindo em 2011 para 12% dos ocupados do estado.

Percebe-se, portanto, que a ocupação em Minas Gerais se tornou menos agrícola. A indústria perdeu participação no último ano, mas não se pode ainda dizer que isso representa uma tendência.

Na comparação com São Paulo, Sudeste e Brasil, observa-se que a maior diferença na estrutura ocupacional está na representatividade do setor agrícola. Mesmo tendo diminuído no período, ela é consideravelmente maior em Minas Gerais do que em São Paulo e no Sudeste e ligeiramente maior que a do Brasil. O setor agrícola ocupa 18% dos trabalhadores de Minas Gerais e apenas 4% dos trabalhadores de São Paulo no ano de 2011.

² A série inicia-se em 2002 devido à mudança na CNAE domiciliar realizada nesse ano.

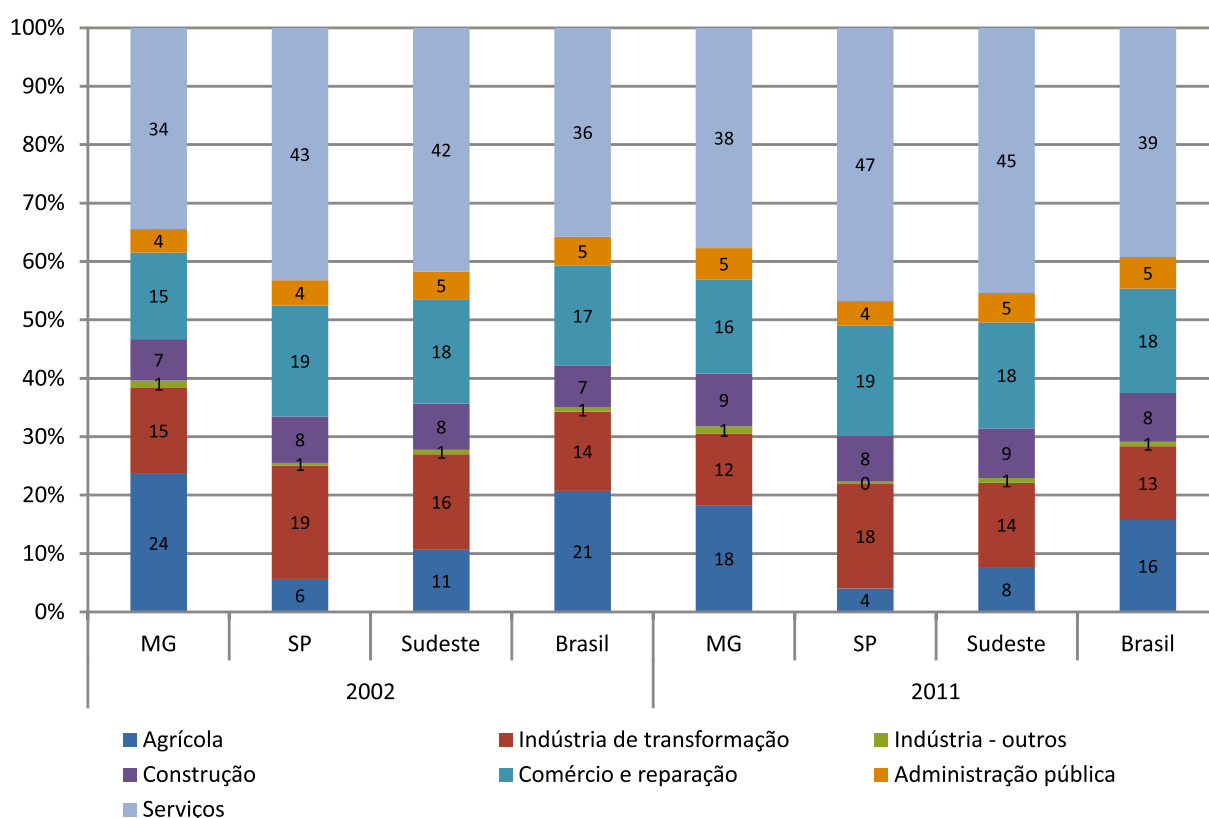


Gráfico 8 – Ocupados por setor de atividade – MG, SP, Sudeste e Brasil (2002 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

No que diz respeito à posição na ocupação, aproximadamente 60% dos ocupados em Minas Gerais são empregados. Os trabalhadores por conta própria, por sua vez, têm a segunda maior representatividade em Minas Gerais: 19% dos ocupados (Gráfico 9). A mudança mais notável na distribuição dos ocupados por posição na ocupação em Minas Gerais foi o aumento da participação dos empregados e a redução da participação dos trabalhadores não remunerados. Os empregados eram 58% dos ocupados em 2001 e passaram a representar 61% em 2011. Dessa mesma magnitude foi a redução de participação dos não remunerados na estrutura ocupacional: de 6% para 3% entre 2001 e 2011.

Na comparação com São Paulo e Sudeste, a participação dos empregados na estrutura ocupacional de Minas Gerais é relativamente menor. Em São Paulo, ela chega a ser 10 pontos percentuais superior à de Minas Gerais. Em contrapartida, as ocupações mais vulneráveis, quais sejam Trabalhadores na produção para o próprio consumo e Trabalhadores não remunerados, respondem por 8% da ocupação em Minas Gerais e apenas 2% em São Paulo.

Em termos absolutos, verifica-se que houve aumento do número de ocupados em todas as posições em Minas Gerais entre 2001 e 2011, com exceção de Próprio consumo e Não remunerados. As maiores elevações ocorreram na posição Funcionário Público (40%) e Empregado (28%). Por outro lado, o número de Trabalhadores na produção para o próprio consumo caiu 13% e o de Não remunerados, 40%. Sendo essas posições consideradas as de maior precariedade, observa-se um movimento de redução da informalidade do trabalho, que será explorado com mais detalhe na próxima seção.

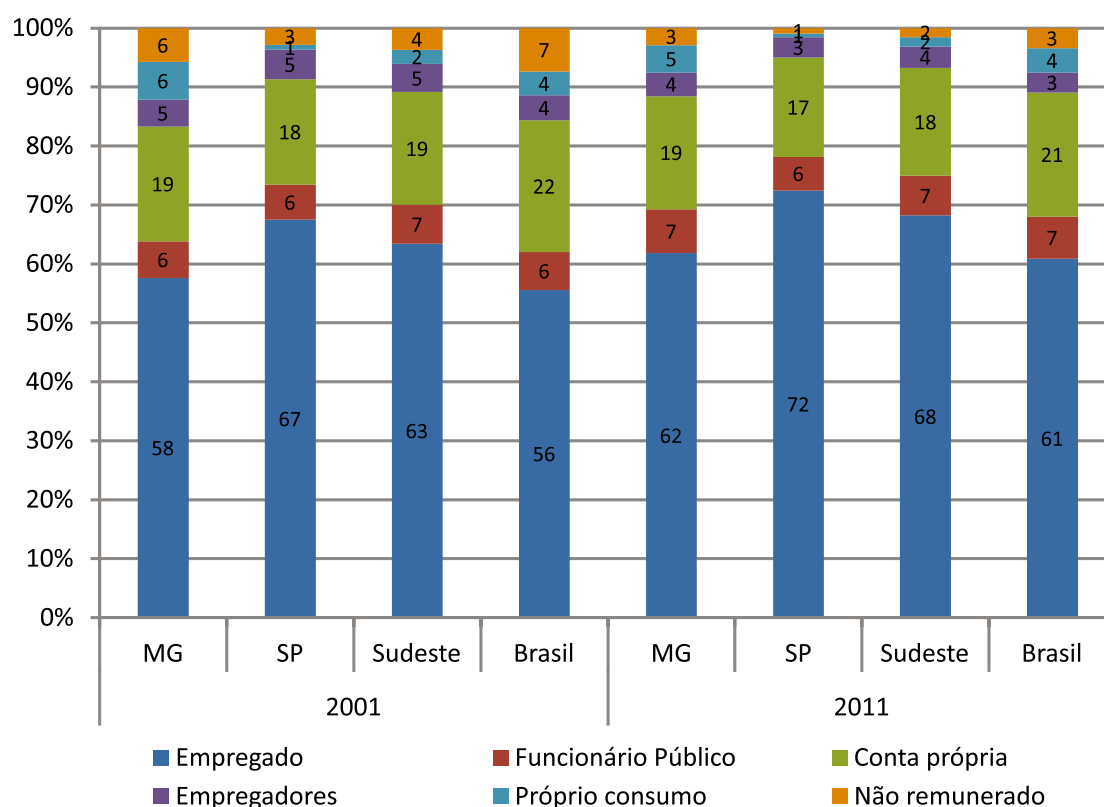


Gráfico 9 – Ocupados por posição na ocupação – MG, SP, Sudeste e Brasil (2001 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

4 INFORMALIDADE

A informalidade no mercado de trabalho é um tema que vem sendo tratado de maneira recorrente na literatura acadêmica e pelos formuladores de políticas públicas no Brasil. Sua recorrência se deve ao fato de que representa uma condição não desejável de inserção no mercado de trabalho e incide sobre uma parcela relativamente grande da população trabalhadora no Brasil.

Relaciona-se o trabalho informal à ausência das proteções trabalhistas básicas, condições inadequadas de trabalho e baixa remuneração. Estudos mostram que existe um diferencial de salários significativo associado à condição de formalidade/informalidade. O grupo dos informais é, em geral, formado por trabalhadores com qualificação relativamente mais baixa (jovens, pessoas de baixa escolaridade), grupos discriminados (mulheres, negros) e socialmente excluídos (pobres). Essas pessoas, não encontrando espaço no mercado formal, acabam aceitando posições na informalidade. Esses fatores contribuem para que o rendimento dos informais seja inferior ao dos formais (MENEZES FILHO *et al.*, 2004).

Além de implicações sociais, a informalidade produz ineficiência econômica. O não pagamento de impostos pelas empresas informais funciona como uma espécie de subsídio, dando a essas firmas vantagens de custos e possibilitando que elas ocupem um espaço no mercado que pertenceria às empresas formais. De acordo com relatório do Banco Interamericano de Desenvolvimento (2010) sobre a produtividade, essa questão assume proporções significativas na América Latina, sendo este tipo de prática anticompetitiva um dos três obstáculos mais importantes ao crescimento das empresas. Além disso, o fato de as empresas informais não estarem sujeitas ao pagamento de impostos resulta em uma carga tributária mais pesada para as empresas formalizadas, que precisam elevar seus preços para compensar seus custos, o que acarreta prejuízo aos consumidores.

O grau de informalidade do mercado de trabalho caiu substancialmente nos últimos dez anos, como mostra o Gráfico 10. A proporção de trabalhadores informais era de aproximadamente 54% no Brasil e 52% em Minas Gerais em 2001, tendo caído 12 pontos percentuais, tanto no Brasil como em Minas Gerais, chegando em 2011 a uma proporção de 42% e 40%, respectivamente.

A informalidade no mercado de trabalho paulista é consideravelmente menor que a de Minas e do Brasil: a diferença é próxima de 10 pontos percentuais. Minas Gerais tem hoje uma proporção de trabalhadores formais igual à que São Paulo tinha há dez anos.

Os Empregados sem carteira são o grupo mais representativo entre os informais. Eles representavam 22% dos ocupados em Minas Gerais em 2011. O segundo maior grupo de trabalhadores informais são os Conta própria. Esse grupo representava 15% dos ocupados nesse mesmo ano.

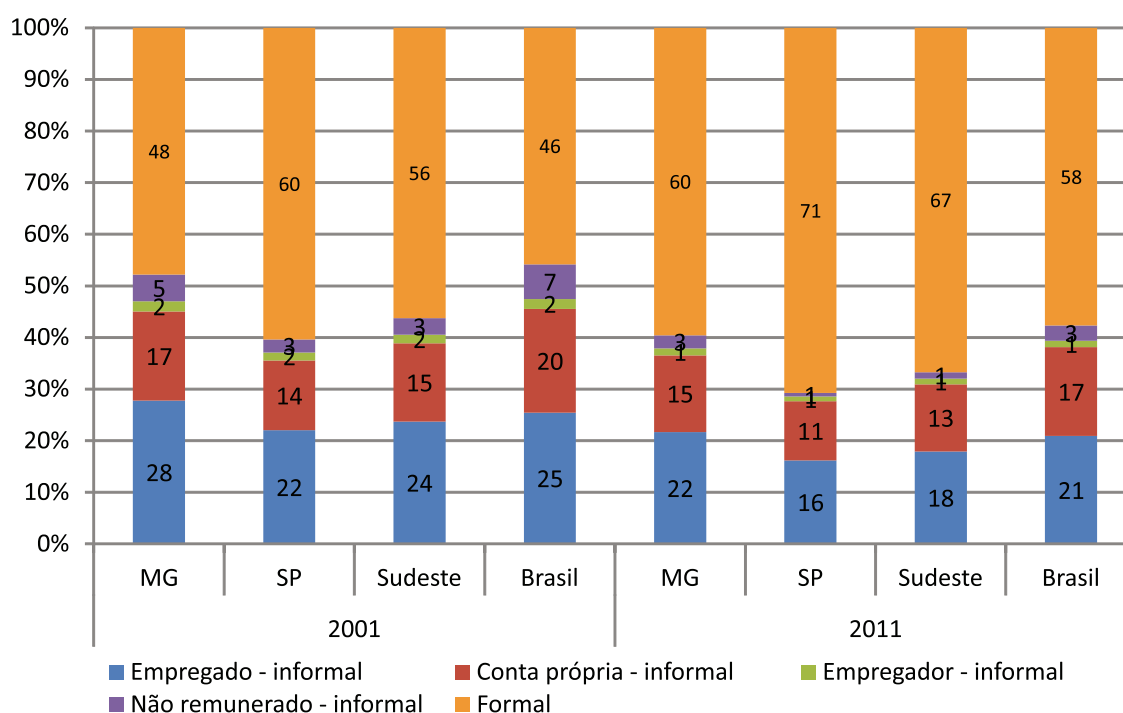


Gráfico 10 – Distribuição dos ocupados formais e informais – MG, SP, Sudeste e Brasil (2001 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE

O Gráfico 11 mostra a incidência da informalidade em cada posição na ocupação. Apesar de representarem uma pequena parcela dos ocupados, a incidência da informalidade, dado o critério utilizado, é absoluta entre os Trabalhadores não remunerados. A redução da informalidade nesse grupo passa pela erradicação dessa condição de inserção ocupacional.

Os Trabalhadores por Conta própria são outro grupo com grande incidência da informalidade. Em 2001, 82% dos trabalhadores nessa posição eram informais. A redução nos últimos dez anos foi de oito pontos percentuais, fazendo com que a proporção de informais entre os trabalhadores por Conta própria alcançasse 74% em 2011. É importante destacar que a maior parte da redução da informalidade entre os Conta própria ocorreu nos últimos dois anos: dos oito pontos de redução registrados entre 2001 e 2009, seis pontos ocorreram entre 2009 e 2011.

É sabido que nesse período entrou em vigor a legislação do Micro Empreendedor Individual (MEI), que facilita e promove a formalização desses trabalhadores. Segundo estudo realizado pelo SEBRAE (2012), entre julho de 2009, quando o teve início a formalização do MEI, e abril de 2012, foram registrados mais de dois milhões de microempreendedores

individuais no Brasil, sendo 210 mil em Minas Gerais, o que tem impacto direto sobre o grau de informalidade. Outro aspecto relevante foi a grande geração de empregos com carteira assinada: esses empregos aumentaram em quase quatro milhões entre 2009 e 2011 no Brasil, e em quase 700 mil em Minas Gerais. Muitos trabalhadores podem ter deixado a informalidade para ocupar uma posição como empregado.

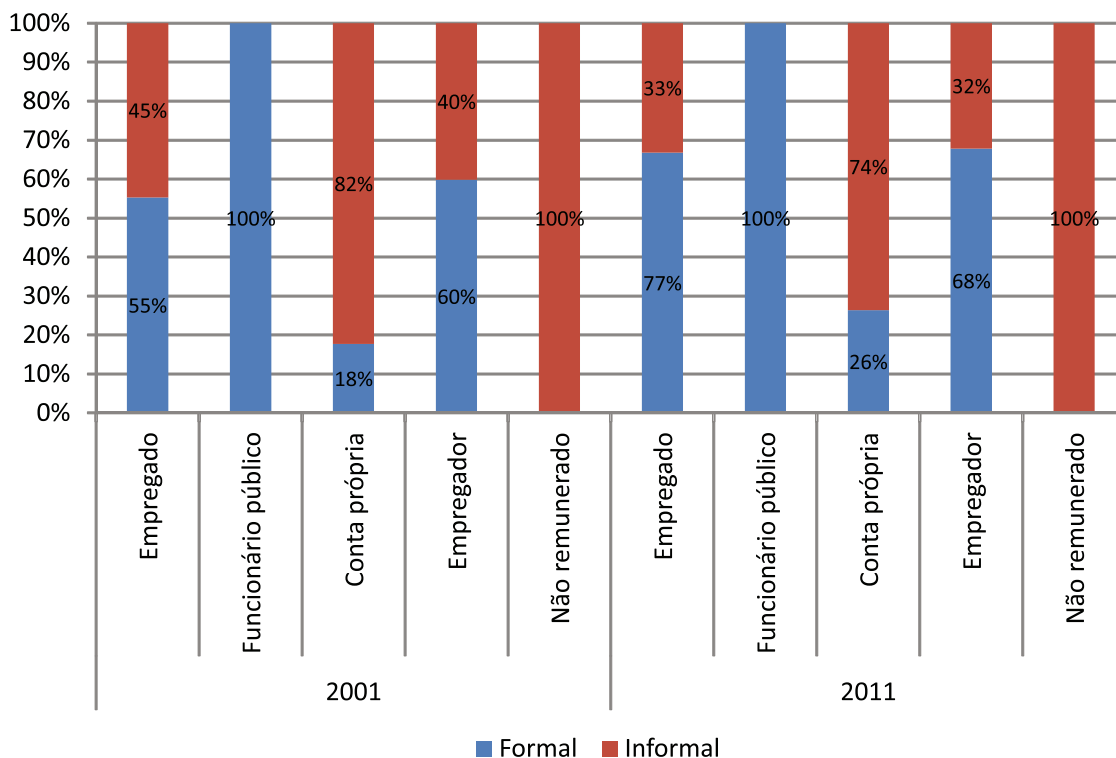


Gráfico 11 – Grau de informalidade por posição na ocupação (2001 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

5 DESOCUPAÇÃO

A taxa de desocupação iniciou a década de 2000 um pouco abaixo de 10% no Brasil. Desde então, ela vem caindo ano a ano. Minas Gerais tinha uma taxa de desocupação de 9,4% em 2001. Nesse ano, seu número de desocupados foi estimado em aproximadamente 868 mil pessoas e o estado tinha a 17ª menor taxa de desocupação dentre as 27 unidades da federação. Já em 2011, o estado, com taxa de desemprego de 6%, passou a ter a 10ª menor taxa e um número estimado de desocupados de aproximadamente 635 mil pessoas.

O Gráfico 12 mostra a trajetória de queda da desocupação no Brasil no período 2001-2011. A taxa de desocupação em Minas Gerais era muito próxima à do Brasil, inferior à de São Paulo e à do Sudeste. A taxa estimada para o Brasil, em 2011, foi de 6,7%. São Paulo e Sudeste apresentaram uma taxa de 7% nesse mesmo ano, um ponto percentual superior à de Minas Gerais.

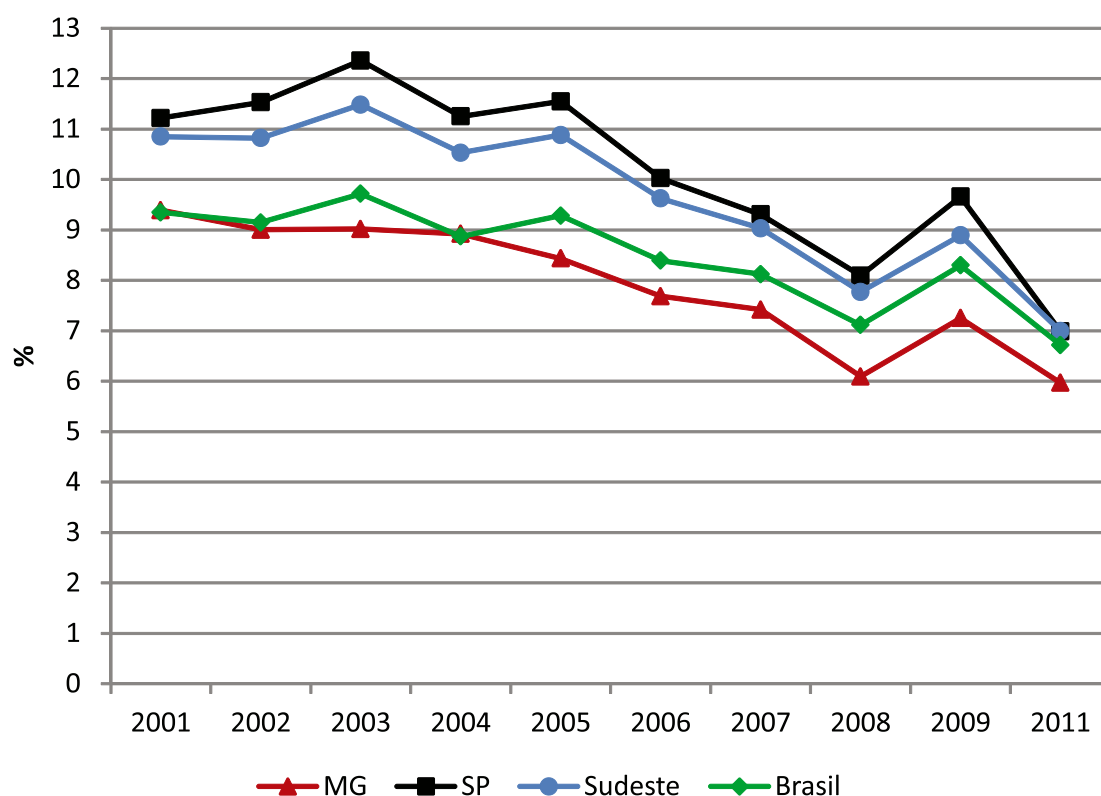


Gráfico 12 – Taxa de desocupação (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

O Gráfico 13 mostra que a taxa de desocupação segue trajetória de queda em todas as faixas etárias, com exceção da faixa de 15 a 17 anos, que apresentou elevação nos dois últimos anos da série. É nessa faixa etária que há a maior incidência da desocupação, estimada em 18,9% em 2008, menor valor na década, e em 24% em 2011, mesmo valor de 2001. A elevação na desocupação, nesta faixa etária, ocorreu porque o número de desocupados cresceu 15%, mesmo tendo ocorrido uma queda da PEA em 10% entre 2008 e 2011. As maiores quedas na taxa de desocupação entre 2001 e 2011, por sua vez, são observadas entre os grupos de maior idade: de 35% para a faixa de 25 a 49 anos, 43% para a faixa de 50 a 64 anos e 60% para os maiores de 65 anos.

Comparando-se homens e mulheres, verifica-se que a taxa de desocupação das mulheres fica entre 1,5 a 2 vezes maior que a dos homens durante o período analisado. A taxa de desocupação cai tanto entre os homens como entre as mulheres, tendo diminuído de 7,6% para 4,2% para eles, e de 11,9% para 8,3% no caso delas, entre 2001 e 2011.

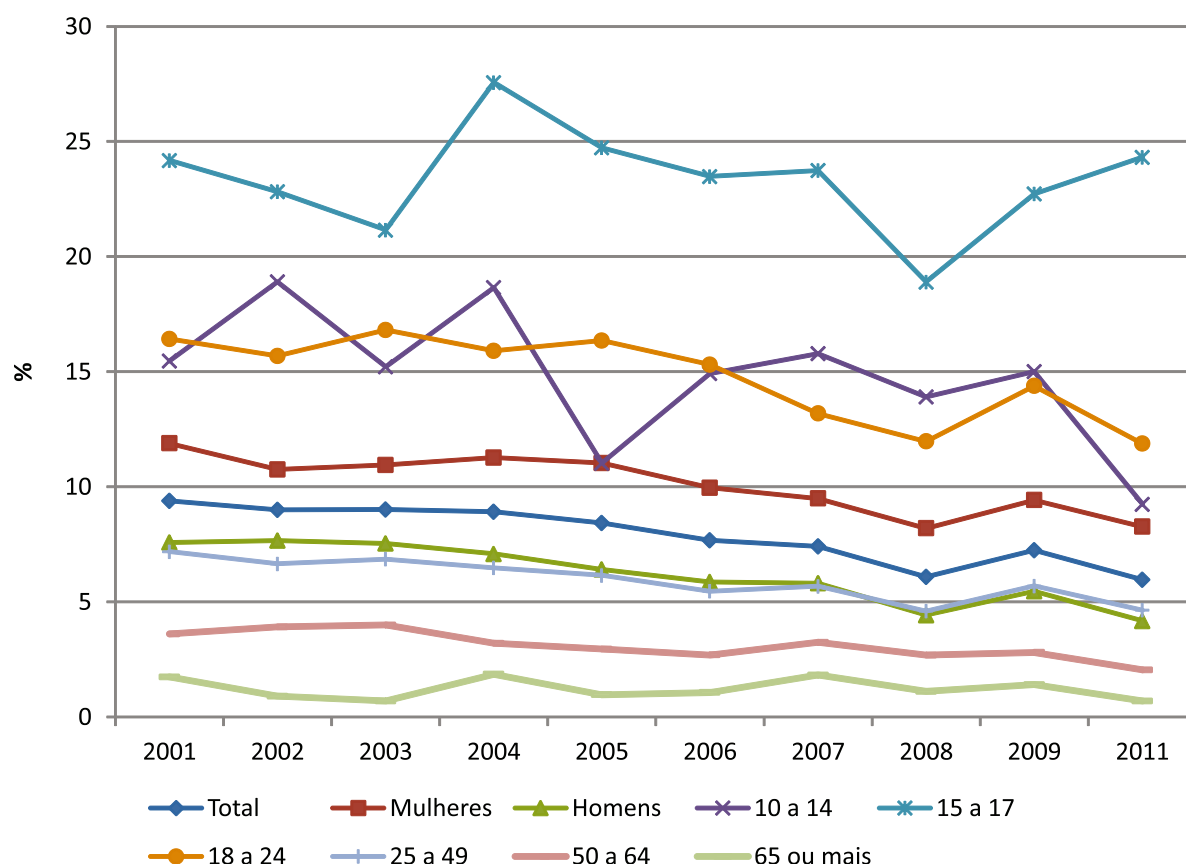


Gráfico 13 – Taxa de desocupação de Minas Gerais por sexo e faixa etária (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

O Gráfico 14 contribui para a compreensão da trajetória de redução da taxa de desocupação em Minas Gerais nos últimos 10 anos. Observa-se que a PIA vem crescendo cada vez menos a cada ano. Iniciou a década crescendo a uma taxa aproximada de 2,1% e, nos dois últimos anos, cresceu em média apenas a 1%. Um menor crescimento da PIA leva a um menor crescimento da PEA.

A taxa de crescimento da PEA estimada para 2002 foi 4,3%. Em nenhum dos anos seguintes ela tem crescimento maior do que esse. Em 2007, a PEA de Minas Gerais chegou a decrescer. O mesmo ocorre em 2011, quando a PEA decresce 3,2% em relação a 2009. O número de ocupados também decresce nesses últimos dois anos, mas o decréscimo observado para o número de ocupados foi menor do que o da PEA, levando, portanto, a uma redução no desemprego. IPEA (2011) encontrou esse resultado para o Brasil como um todo: apesar do crescimento da PIA, a PEA decresce porque mais pessoas estão decidindo não ofertar sua força de trabalho no mercado. Os dados mostram que esse movimento é mais intenso entre crianças e jovens, de 10 a 17 anos, e entre os mais velhos, com 65 anos ou mais. Além disso, a taxa de atividade também teve forte queda entre os menos escolarizados.

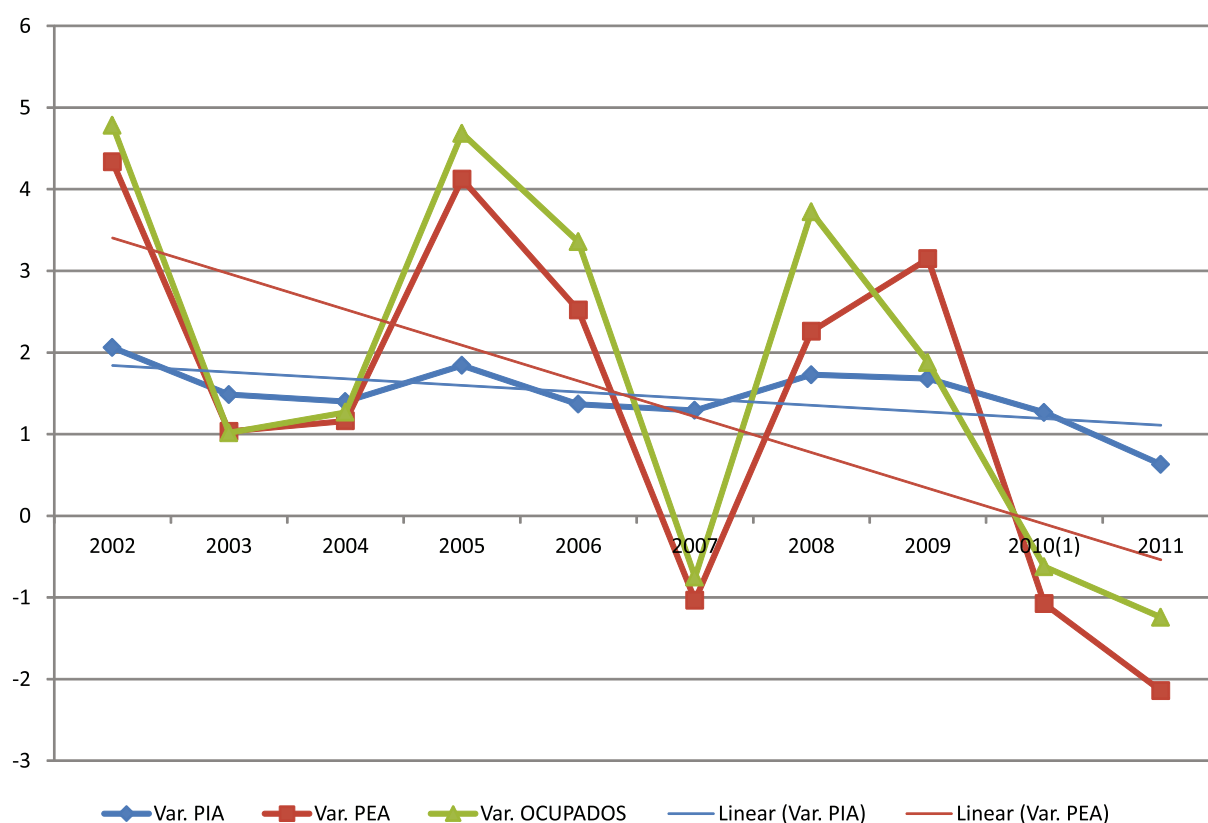


Gráfico 14 – Taxa de variação da PIA, PEA e ocupados em Minas Gerais (2002-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.
Nota: (1) Valor estimado.

Os desocupados de Minas Gerais em 2001 e em 2011 são caracterizados nos Gráficos 15 e 16. Observa-se que o grupo de desocupados é composto de forma predominante por mulheres, negros, jovens com idade entre 15 e 24 anos e estão nas áreas urbanas. As características de maior predominância em 2001 se mantiveram em 2011, com exceção do grupo de escolaridade.

As mulheres representavam 53% dos desocupados em 2001 e continuaram com a mesma participação em 2011. Pretos e pardos, que representavam 59% dos desocupados em 2001, reduziram sua participação para 53% em 2011. A participação dos jovens entre 15 e 24 anos permanece constante em 47% dos desocupados. No entanto, se considerada a faixa etária de 10 a 24 anos, a participação dos jovens aumenta de 49% para 52%.

A mudança mais significativa na composição dos desocupados é observada nas faixas de escolaridade. A participação das pessoas menos escolarizadas ficou maior em 2011 em comparação com 2001. A faixa de escolaridade predominante em 2011 passou a ser a das pessoas com Ensino Fundamental incompleto (4 a 7 anos de estudo). Esse grupo representava 24% em 2001 e passou a representar 38% dos desocupados em 2011. Entre 2001 e 2011, caíram as participações dos três grupos de maior escolaridade e subiram as dos outros três grupos de menor escolaridade.

Como mencionado no início dessa seção, o número de desocupados caiu 27% nos últimos 10 anos. A desocupação em Minas Gerais se tornou relativamente menos negra, ligeiramente mais jovem, um pouco mais urbana e substancialmente menos escolarizada.

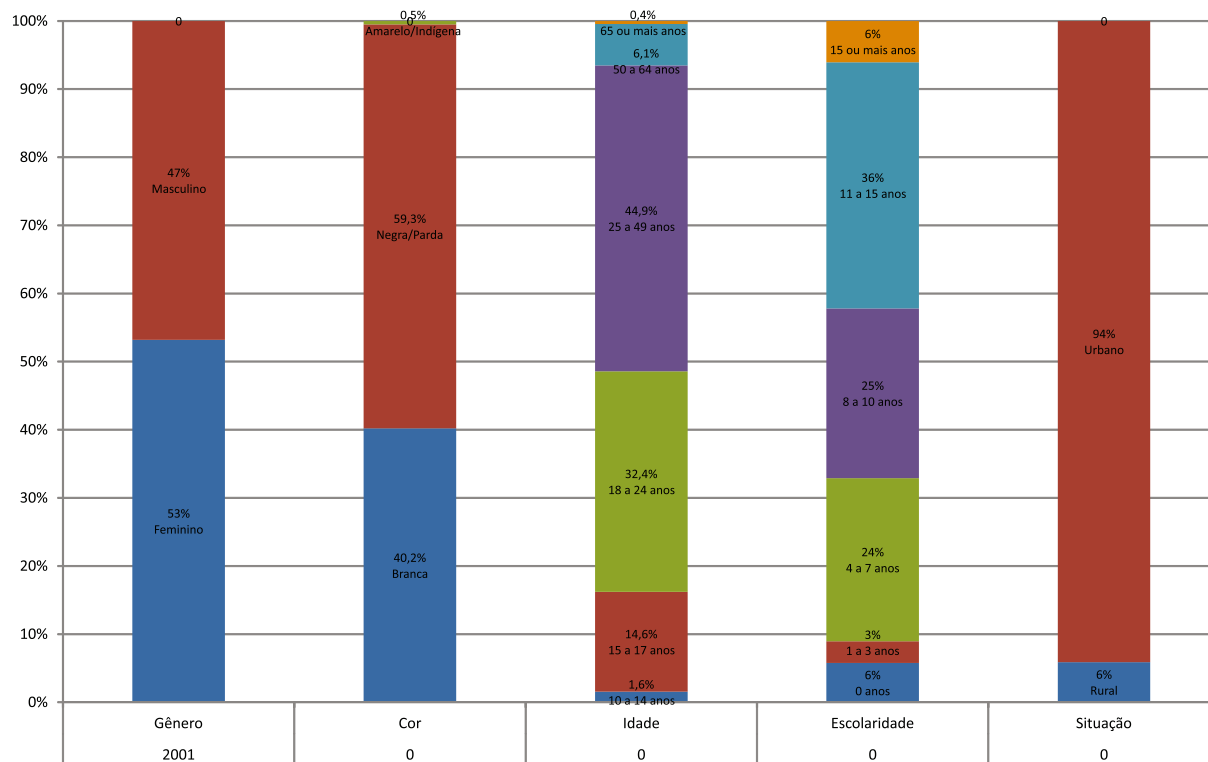


Gráfico 15 – Desocupados em Minas Gerais por gênero, cor, idade, escolaridade e situação (2001).

Fonte: PNAD/IBGE.

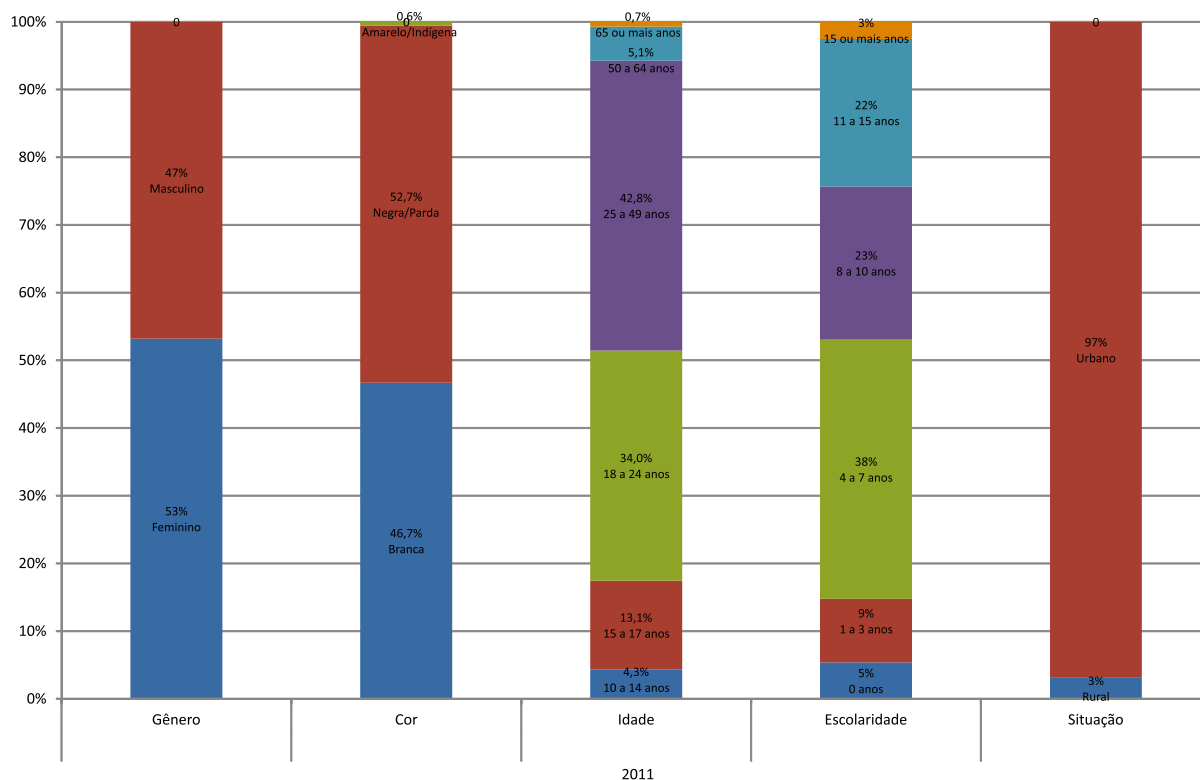


Gráfico 16 – Desocupados em Minas Gerais por gênero, cor, idade, escolaridade e situação (2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

A distribuição dos desocupados entre as dez Regiões de Planejamento e a RMBH pode ser vista no Gráfico 17. Além da proporção de desocupados (tamanho da bolha), o Gráfico traz também as taxas de atividade e de desocupação em cada uma dessas regiões. De acordo com estimativas da PAD - MG, a maior concentração de desocupados se dá na RMBH (32% do total do estado). Na região Central (exceto RMBH) estão mais 10% dos desocupados, que, somados aos da RMBH, totalizam 42% dos desocupados de Minas Gerais concentrados na região Central.

A taxa de desocupação na RMBH é a 3ª maior dentre as 11 regiões analisadas. Ela foi estimada em 5,6% em 2011, um pouco acima da taxa média do estado (4,5%). Também apresentam taxa de desocupação acima da média do estado as regiões do Rio Doce (6,4%), Noroeste (5,8%), Central (5,4%), Triângulo (5,3%) e Norte (5%). Dentre essas regiões, o Rio Doce se destaca. Além de concentrar aproximadamente 10% dos desocupados de Minas Gerais, possuiu a mais elevada taxa de desocupação, mesmo com uma taxa de atividade muito abaixo da média do estado.

Outro fato que chama a atenção no Gráfico 17 é a posição da região Jequitinhonha/Mucuri. A taxa de desocupação nessa região está entre as mais baixas do estado. Não obstante, Jequitinhonha/Mucuri tem a mais baixa taxa de atividade, estimada em 44%, 10 pontos percentuais menor que a média do estado. Já as regiões Centro-Oeste, Sul e Alto Paranaíba combinam altas taxas de atividade e baixas taxas de desemprego, uma situação que, *a priori*, é muito satisfatória, mas que pode se traduzir em restrições imediatas à expansão da força de trabalho dessas regiões.

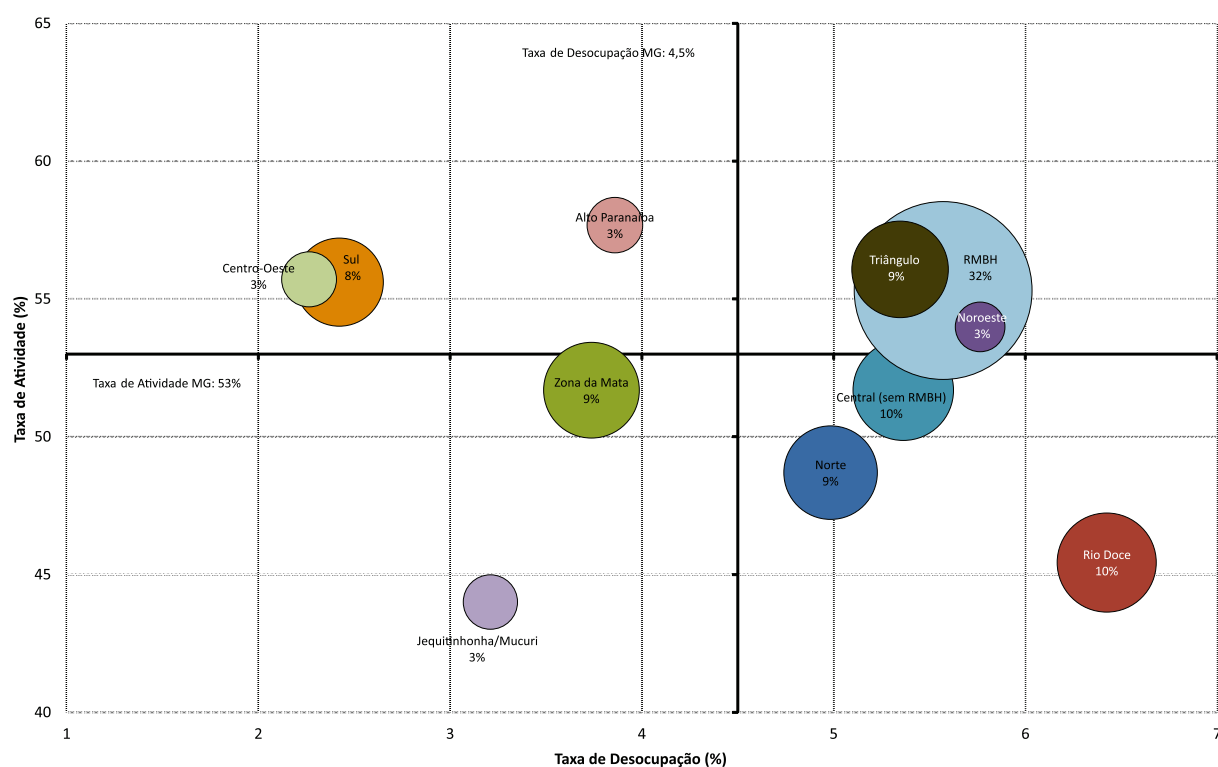


Gráfico 17 – Taxas de atividade e desocupação por região de planejamento de Minas Gerais (2011).

Fonte: PAD/FJP.

6 ESTRUTURA DO EMPREGO FORMAL

Nesta seção, são apresentados os dados da evolução do emprego formal em Minas Gerais, obtidos a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). O número de empregos formais em Minas Gerais cresceu 68% entre 2001 e 2011, o que representa um crescimento anual médio de 5,3%. Havia 2,9 milhões de vínculos empregatícios registrados pelo MTE em Minas Gerais em 2001. Em 2011, o número de vínculos formais alcançou o patamar de 4,9 milhões. O crescimento observado para Minas Gerais ficou perto da média brasileira e acima do Sudeste e de São Paulo, ambos com elevação de 63%.

A Construção civil é o setor com maior crescimento de empregos formais no período, como mostra o Gráfico 18. Esse setor empregava aproximadamente 148 mil trabalhadores formais em 2002 e passou a empregar 326 mil em 2011, um crescimento superior a 100% em 10 anos. No período analisado, só não houve crescimento do emprego na Construção civil em 2003. Observa-se, ainda, que o emprego no setor cresceu de forma mais intensa a partir de 2009.

Comércio e Serviços também apresentam crescimento do emprego formal acima da média de todos os setores. O emprego no Comércio cresceu 6,6% ao ano, mais de um ponto percentual acima do crescimento médio do emprego no estado. Já o emprego formal nos Serviços cresceu 5,7% ao ano. A taxa de crescimento do emprego formal na Indústria da transformação, por sua vez, foi igual à taxa média de crescimento de todos os setores (5.2% a.a.) e o emprego no setor Agrícola foi o que menos cresceu. O aumento registrado nesse setor foi de 2,4% a.a., saltando de 204 mil empregos, em 2001, para 258 mil, em 2011.

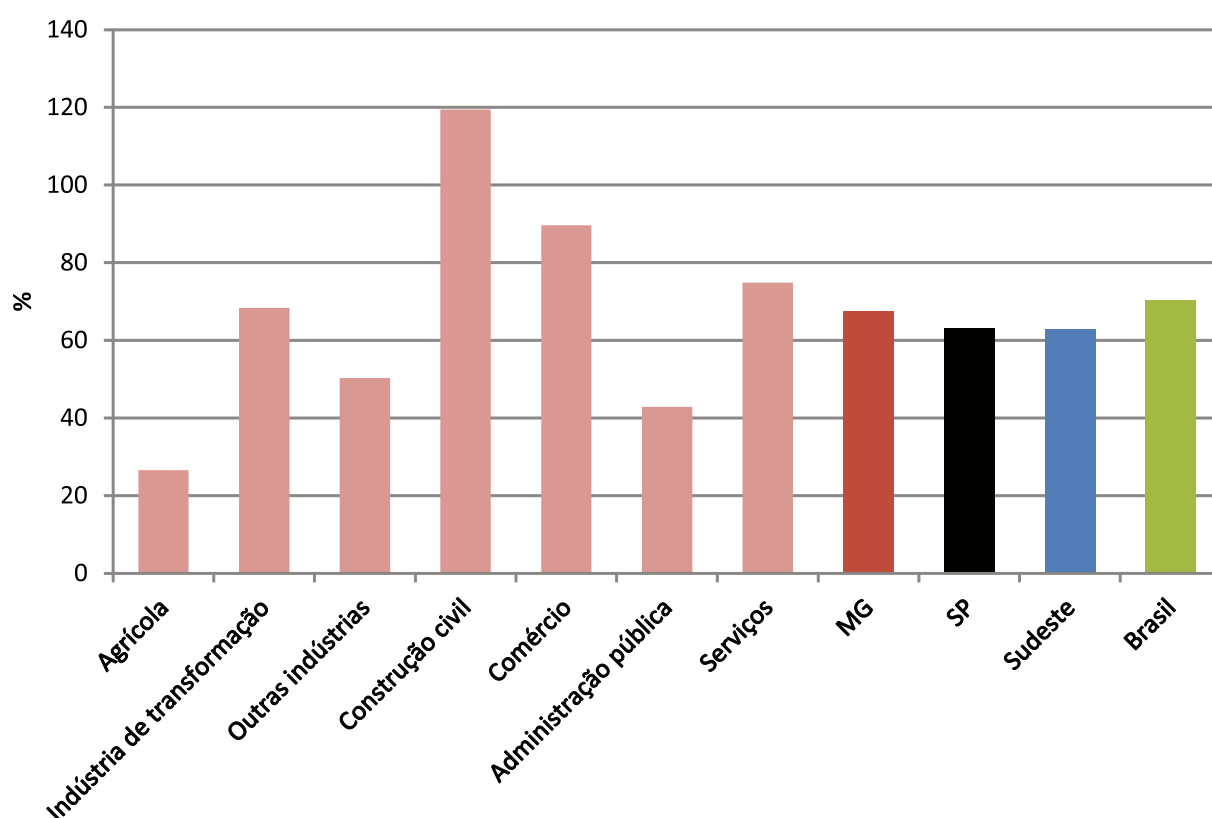


Gráfico 18 – Taxa de crescimento do emprego formal entre 2001 e 2011, Minas Gerais por setor de atividade, São Paulo, Sudeste e Brasil.

Fonte: RAIS/MTE.

As diferentes taxas de crescimento entre os setores, reportadas nos parágrafos anteriores, trouxeram algumas mudanças na estrutura do emprego formal em Minas Gerais. A mais significativa foi a elevação da participação da Construção Civil, que aumentou de 5% para 7% dos empregos formais de Minas Gerais, como mostra o Gráfico 19. Destaca-se, ainda, a elevação da participação do Comércio, também em dois pontos percentuais, e a perda de participação dos setores Agrícola e Administração pública, ambos com queda de três pontos percentuais.

Em comparação com a estrutura do emprego de São Paulo e do Sudeste, observa-se a sobrerrepresentação destes dois últimos setores citados no emprego formal de Minas Gerais. Em compensação, os empregos formais nos Serviços e na Indústria de transformação têm participação menor do que a observada nas três regiões consideradas. O Serviços respondiam por 30% dos empregos formais em Minas Gerais em 2001. Em São Paulo, esse percentual era de 36%. Em 2011, a diferença entre Minas Gerais e São Paulo aumentou (31% contra 39%,

respectivamente). Já a Indústria de transformação de Minas Gerais empregava 17% em 2001 e continua a empregar esse percentual de trabalhadores formais em 2011. Nesse caso, a diferença em relação a São Paulo diminuiu de seis para quatro pontos percentuais, entre 2001 e 2011.

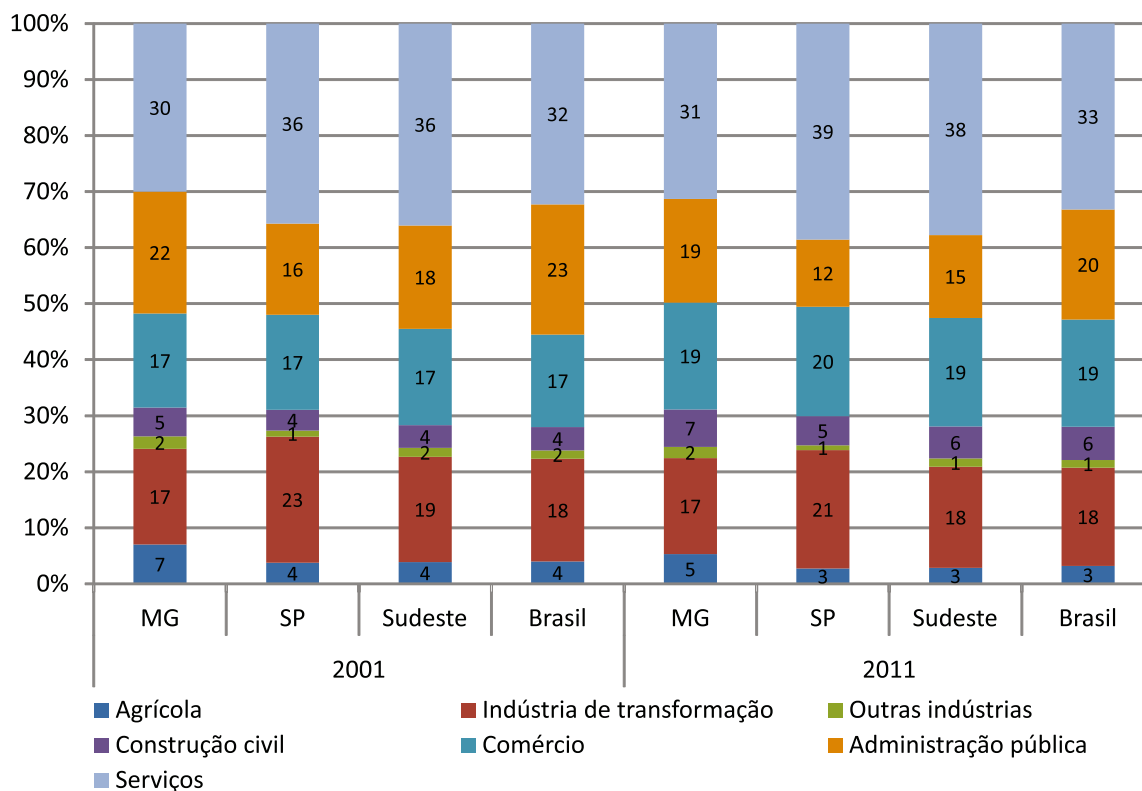


Gráfico 19 – Distribuição do emprego formal por setor de atividade – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2001 e 2011).

Fonte: RAIS/MTE.

O Gráfico 20 mostra a taxa de crescimento do emprego formal entre 2001 e 2011 por região de planejamento de Minas Gerais. As regiões Noroeste e Norte são os grandes destaques. O emprego formal cresceu aproximadamente 104% no Noroeste e 95% no Norte. Ainda assim, o Noroeste é a região com a menor participação no emprego formal de Minas Gerais. A região tinha aproximadamente 36 mil empregados formais, em 2001, e passou a ter 70 mil, em 2011, o que representa 1,4% de todos os empregos de Minas Gerais. Já a região Norte elevou sua participação de 3,7% para 4,3%, com a criação de aproximadamente 101 mil empregos formais entre 2001 e 2011.

Quatro das 11 regiões consideradas no Gráfico 20 tiveram crescimento do emprego formal abaixo da média do estado e, portanto, tiveram sua participação reduzida entre 2001 e 2011. Essas regiões são Rio Doce, Sul, Zona da Mata e RMBH. A menor taxa de crescimento do emprego formal é registrada na região do Rio Doce, cujo número de empregos variou de 169 mil para 269 mil no período. O crescimento médio anual na região foi de 4,8%, 0,5 ponto percentual inferior à média do estado. Chama atenção novamente o baixo dinamismo do mercado de trabalho dessa região, que, na seção anterior, destacou-se pelo alto desemprego.

O crescimento do emprego formal na RMBH foi de 5,1% ao ano, também inferior à média estadual. A RMBH concentra cerca de 40% do emprego formal do estado e, por esse motivo, é a região com o maior crescimento de empregos formais em termos absolutos. Foram gerados 770 mil empregos formais na RMBH entre 2001 e 2011.

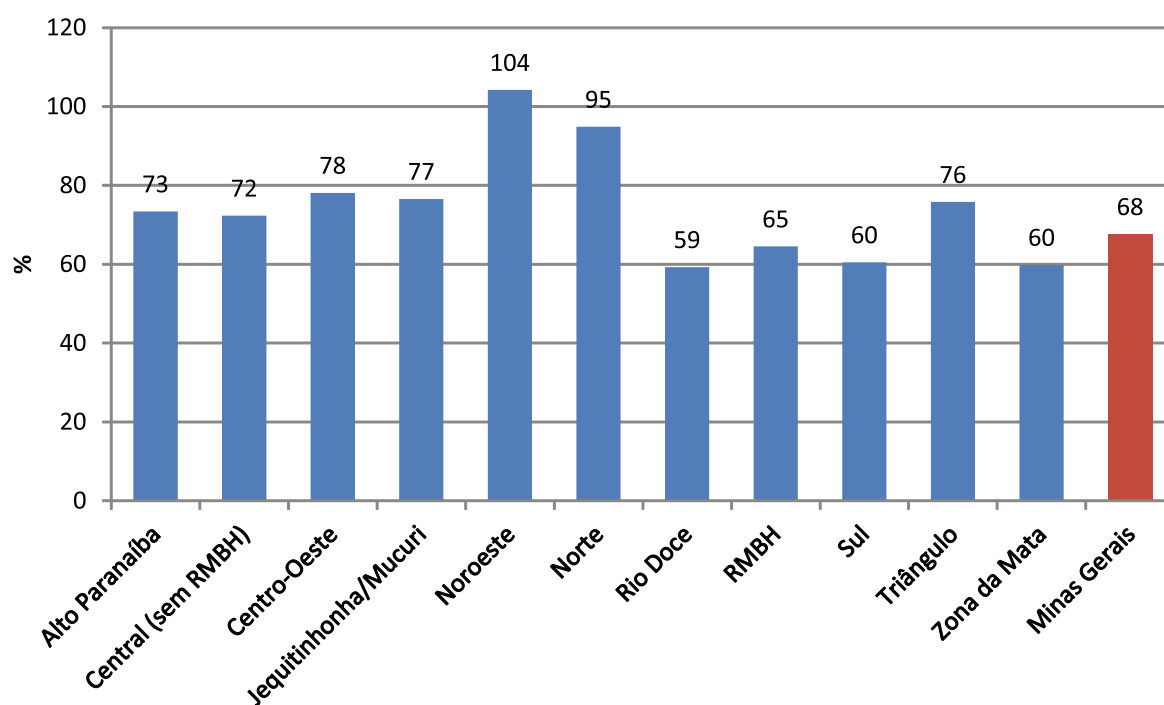


Gráfico 20 – Taxa de crescimento do emprego formal entre 2001 e 2011 por região de planejamento.

Fonte: RAIS/MTE.

7 RENDIMENTO

O Gráfico 21 traz a estrutura de rendimentos dos ocupados de Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil em 2001 e 2011, referenciada no valor real do salário mínimo de 2011, que era de R\$ 545,00. O que se observa de imediato é que houve uma elevação real e substantiva no rendimento dos ocupados nos últimos dez anos. Aproximadamente 41% dos ocupados em Minas Gerais tinham uma remuneração superior a um salário mínimo no trabalho principal em 2001. Esse percentual sobe para 63% em 2011.

A primeira década do século XXI foi marcada, no Brasil, pelo aumento da renda e pela diminuição das desigualdades sociais. Ao lado dos programas sociais, a evolução recente do mercado de trabalho também foi determinante para essa melhoria. Além do aumento do número de ocupados, em especial, os com carteira de trabalho assinada, a renda do trabalho também evoluiu de maneira muito positiva, consequência, em grande parte, do crescimento real do salário mínimo, próximo a 60% entre 2001 e 2011.

De acordo com Ulyseia e Foguel (2006), ao comprimir a distribuição de salários, o aumento do salário mínimo diminui a desigualdade salarial para aqueles que permanecem no mercado de trabalho. Isso acontece porque os trabalhadores que estão na base da distribuição salarial são os que mais se beneficiam do aumento do salário mínimo.

A maior parte dos ocupados em Minas Gerais tem um rendimento próximo ao salário mínimo de 2011. Em 2001, 32% dos ocupados em Minas Gerais recebiam entre 0,5 e 1 salário mínimo. Na faixa salarial imediatamente acima, estavam 15% dos ocupados, nesse mesmo ano. Em 2011, a proporção dos ocupados caiu na faixa salarial entre 0,5 e 1 salário mínimo e subiu na faixa entre 1 e 1,5 salário mínimo, em ambos os casos para 23%.

O Gráfico 21 mostra que os ocupados de Minas Gerais têm uma remuneração inferior à das demais áreas geográficas aqui consideradas. Em 2011, o percentual de ocupados em Minas Gerais que recebem mais de 1 salário mínimo era de 63%, menor do que o de São Paulo (86%), do Sudeste (78%) e do Brasil (66%).

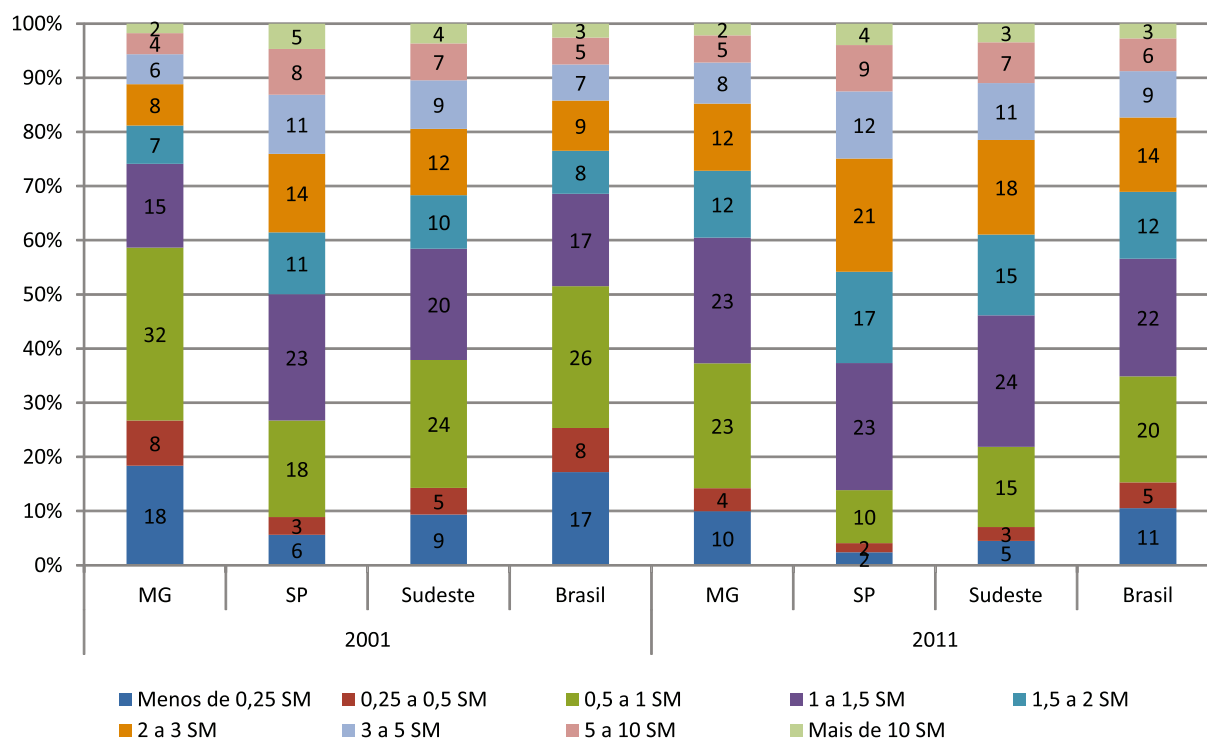


Gráfico 21 – Ocupados por faixas de rendimento – MG, SP, Sudeste e Brasil (2001 e 2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

O rendimento médio real no trabalho principal teve uma evolução bastante favorável em Minas Gerais no período 2001-2011, como mostra o Gráfico 22. Embora se observe uma queda do rendimento no início da década, essa tendência é revertida a partir de 2004 e, desde então, o rendimento do trabalho aumenta ano a ano.

Dentre as unidades geográficas analisadas, Minas Gerais se mantém com o menor rendimento do trabalho em todos os anos da série. O estado, porém, foi o que mais cresceu, dentre as área aqui consideradas: o rendimento real do trabalho principal cresceu 30% em Minas Gerais no período, contra 5% em São Paulo, 12% no Sudeste e 19% no Brasil. Observa-se, portanto, uma redução das diferenças de rendimento entre essas quatro unidades geográficas. A renda média dos ocupados em Minas Gerais passou de 59%, em 2001, para 73% da renda média dos ocupados em São Paulo em 2011. A redução da diferença também se deu em relação ao Sudeste (de 68% para 80%) e ao Brasil (de 83% para 91%). Em relação às demais unidades da federação, Minas Gerais melhorou sua posição, passando do 16º maior rendimento médio em 2001 para o 13º em 2011.

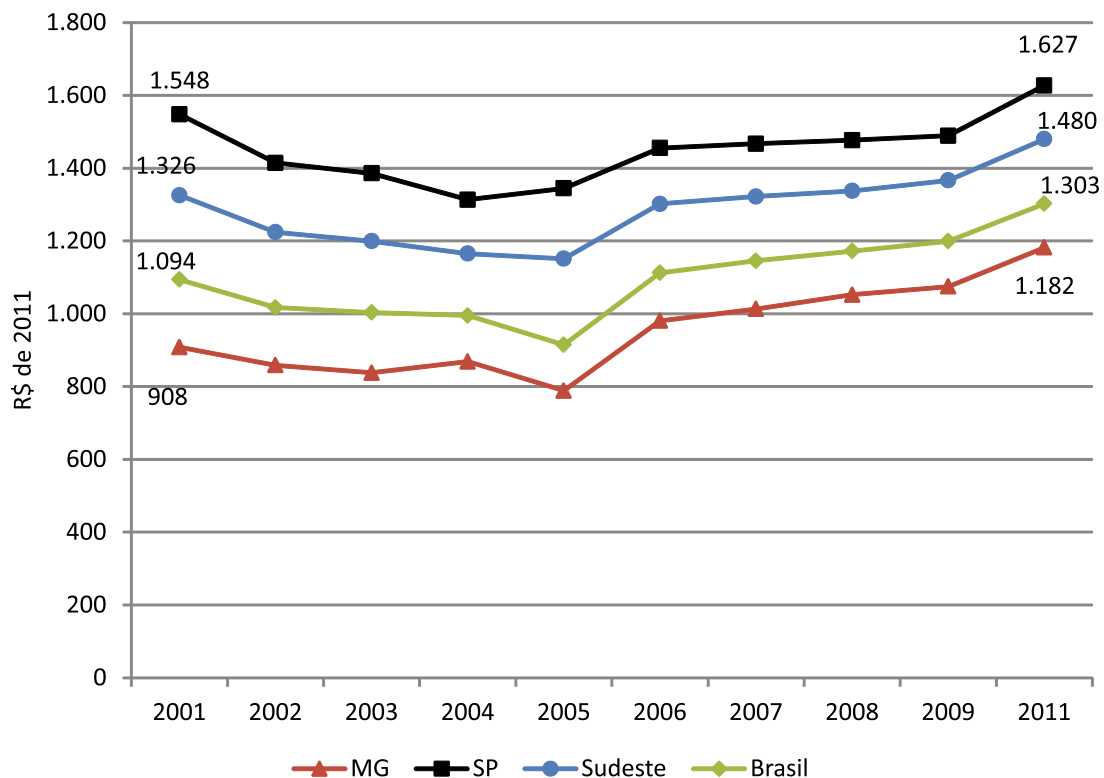


Gráfico 22 – Evolução do rendimento médio real no trabalho principal – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

O Gráfico 23 evidencia que o rendimento médio real cresce mais nas faixas de menor número de anos de estudo e chega até a decrescer nas duas faixas de maior escolaridade. Em Minas Gerais, o rendimento médio dos ocupados que não completaram nenhum ano de estudo cresceu 68% e caiu 1% para os ocupados com 15 ou mais anos.

O crescimento do rendimento médio em Minas Gerais é maior do que o observado nas demais regiões analisadas. Por isso, cai a diferença de rendimento médio dos ocupados de Minas Gerais em relação aos ocupados dessas regiões. Enquanto o rendimento dos ocupados com escolaridade entre 11 e 14 anos de estudo sobe 6% em Minas Gerais, por exemplo, cai 15% em São Paulo, 11% no Sudeste e 8% no Brasil.

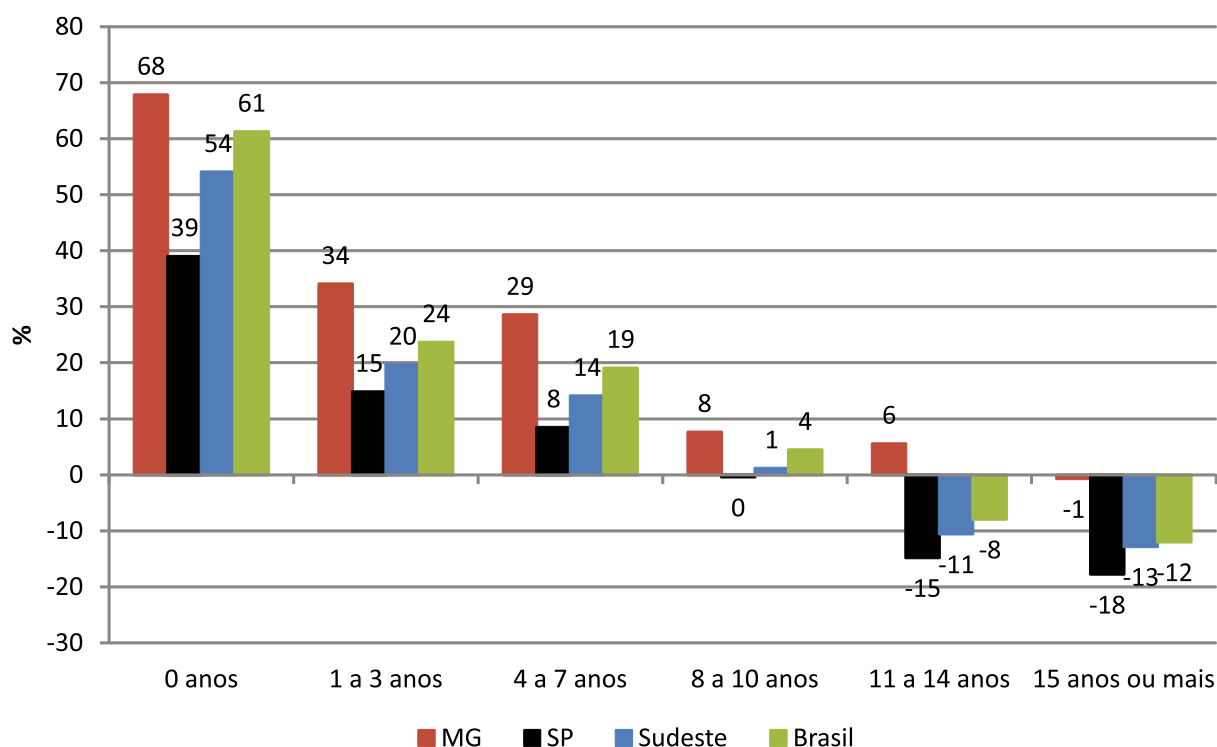


Gráfico 23 – Taxa de crescimento do rendimento médio por faixas de anos de estudo – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2011/2001).

Fonte: PNAD/IBGE.

O Gráfico 24 mostra uma evolução muito semelhante para o rendimento por hora trabalhada. O trabalhador em Minas Gerais tinha um rendimento médio por hora trabalhada de R\$ 4,93 (em valores de 2011) em 2001. Ao longo dos anos 2000, o valor real do rendimento cresce e chega a R\$ 6,75, em 2011, o que representa um crescimento de quase 40% no período em questão.

Também se observa uma redução das diferenças de rendimento por hora entre Minas Gerais e as demais regiões consideradas neste artigo. Enquanto o salário/hora se eleva em 40% em Minas Gerais, cresce 10% em São Paulo, 17% no Sudeste e 25% no Brasil. Assim sobem as razões entre o salário/hora de Minas Gerais e o de São Paulo (de 60% para 74%), do Sudeste (de 69% para 81%) e do Brasil (de 83% para 91%). A redução das diferenças no salário/hora se deve fundamentalmente à evolução do rendimento real, uma vez que o crescimento das horas trabalhadas ficou próximo de 17% para Minas Gerais e Sudeste e de 19% para São Paulo e Brasil.

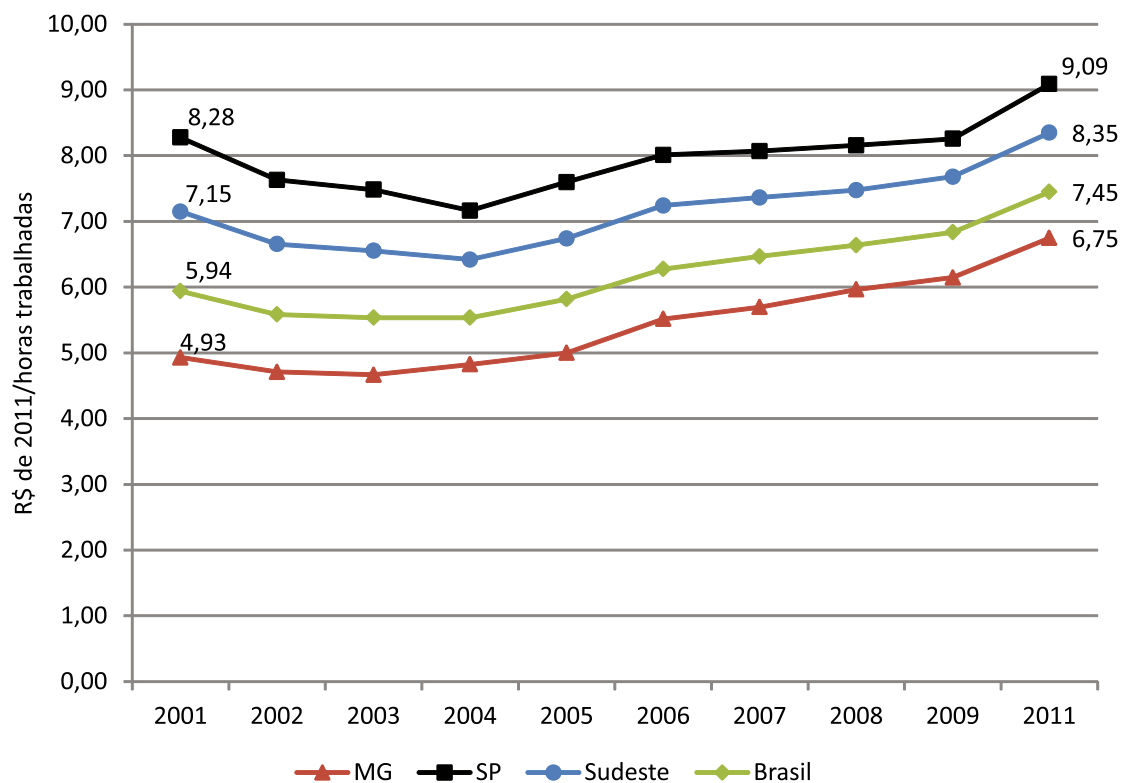


Gráfico 24 – Evolução do rendimento real por hora trabalhada no trabalho principal – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2001-2011).

Fonte: PNAD/IBGE.

A desigualdade de renda vem caindo significativamente no Brasil. Isso é resultado tanto das políticas de transferência de renda do governo como da melhora das condições de inserção dos trabalhadores no mercado de trabalho, como ressaltado nos parágrafos iniciais desta seção. A desigualdade do rendimento obtido pelos ocupados no trabalho principal em Minas Gerais, medida pelo índice de Gini, caiu de 0,6, em 2001, para 0,52, em 2011. Em relação ao diferencial por gênero, seu valor permaneceu constante entre 2001 e 2011, ficando o rendimento médio das mulheres em 70% do rendimento dos homens. Já o rendimento médio dos negros sobe de 60% para 70% do rendimento dos brancos.

8 PRODUTIVIDADE³

A produtividade do trabalho em Minas Gerais não evoluiu na mesma velocidade que o rendimento, como mostra o Gráfico 25. Verifica-se que a produtividade tem uma trajetória crescente ao longo do período 2002-2009, apesar de ter ocorrido uma ligeira queda nesse último ano, especialmente em Minas Gerais⁴. Seu crescimento no período de 2002 a 2008 foi de 11% em Minas Gerais, 12% em São Paulo, 11% no Sudeste e 10%, no Brasil. Nota-se que a produtividade teve elevação muito aquém da observada para o salário/hora e, portanto, poderia explicar apenas uma pequena parte do ganho salarial obtido no período.

A razão entre a produtividade do trabalho em Minas Gerais e a das regiões tomadas para comparação praticamente não se altera entre 2002 e 2009. A produtividade do trabalho em Minas Gerais ficou próxima de 60% da estimada para São Paulo, 68% da produtividade do Sudeste e 85% da calculada para o Brasil. Apesar da evolução da produtividade do trabalho não explicar a trajetória do salário/hora, ela pode explicar boa parte da diferença de rendimento entre as regiões consideradas, pois as razões entre salário/hora de Minas Gerais e essas regiões são muito próximas das razões de produtividade do trabalho.

Em relação às demais unidades da federação, Minas Gerais ganhou uma posição entre 2002 e 2009, saindo da 14^a posição para a 13^a. Distrito Federal⁵, São Paulo e Rio de Janeiro se mantiveram nas primeiras posições. Os quatro estados que registram os menores valores para a produtividade em 2009, por sua vez, pertencem à região Nordeste: Alagoas, Ceará, Maranhão e Piauí. Os dois últimos, contudo, tiveram grande crescimento no período (superior a 30% entre 2002 e 2009), embora tenham mantido suas posições.

³ A produtividade do trabalho é definida aqui como a razão entre o valor adicionado, obtido através das Contas Regionais do Brasil, e as horas trabalhadas, estimadas a partir da PNAD. A série é calculada de 2002 a 2009, anos para os quais existe disponibilidade de dados do valor adicionado por unidade da federação e setores de atividade. Entre 2003 e 2004 há uma mudança em relação ao cálculo das horas trabalhadas para o Brasil: até 2004 a PNAD não abrangia a área rural da região norte, passando a fazê-lo a partir desse ano.

⁴ A queda da produtividade entre os anos de 2008 e 2009 é resultado da queda do PIB que decorreu da crise econômica mundial de 2009, afetando de forma relativamente mais intensa a economia de Minas Gerais.

⁵ O cálculo da produtividade do trabalho para o Distrito Federal fica prejudicado em razão do grande peso da administração pública, um dos setores para os quais o cálculo do valor adicionado é indireto, nesta unidade da federação.

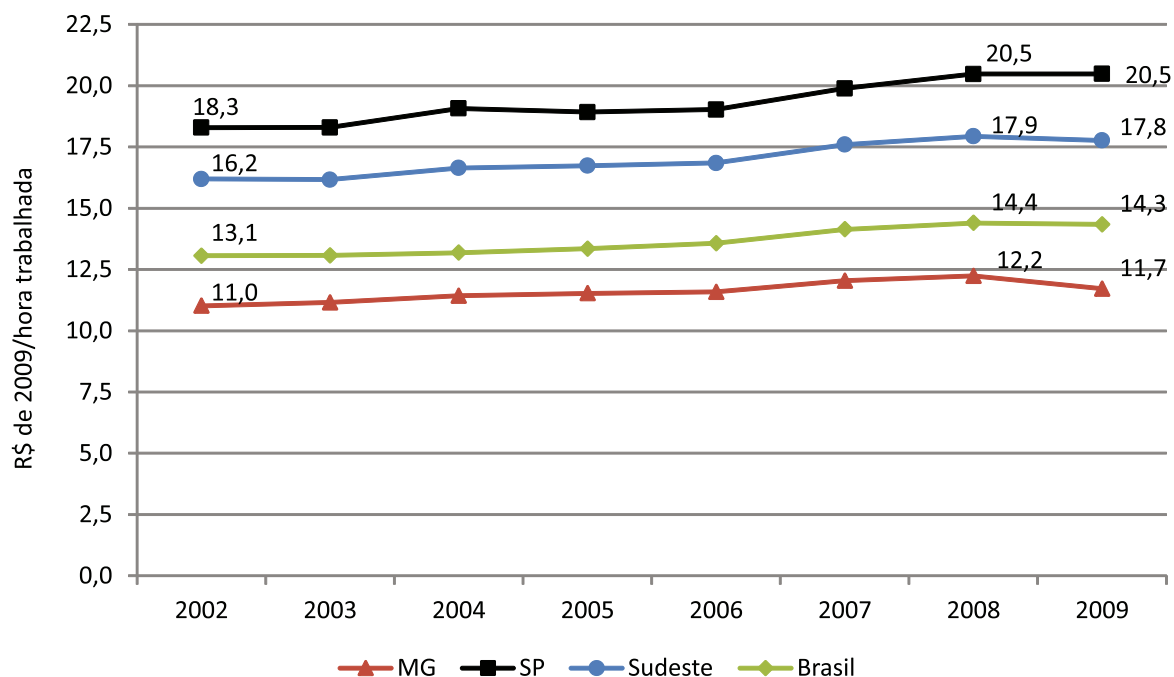


Gráfico 25 – Evolução do produtividade do trabalho – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2002-2009).

Fonte: PNAD/IBGE.

A estimativa da produtividade apresentada nos parágrafos anteriores corresponde a uma média ponderada da produtividade dos setores de atividade, sendo o peso de cada setor dado pela proporção das horas trabalhadas no setor nas horas totais trabalhadas. As diferenças entre os setores de atividade e as regiões consideradas são exploradas no Gráfico 26. Observa-se que a produtividade do trabalho na Agropecuária em Minas Gerais era apenas 40% da produtividade na Indústria e 50% da produtividade nos Serviços em 2008. No entanto, observa-se uma elevação substancial da produtividade dos trabalhadores na Agropecuária entre 2002 e 2008⁶. A produtividade nesse setor cresceu 27%, enquanto na Indústria e nos Serviços o crescimento foi de 7% e 6%, respectivamente.

Em relação aos outros estados, em 2008, a produtividade no setor agropecuário de Minas Gerais correspondia a 90% da produtividade de São Paulo, igualava a do Sudeste e era 12% maior do que a do Brasil. Já na Indústria, a produtividade de Minas correspondia a 70% do valor de São Paulo, 80% da produtividade no Sudeste e 90% da estimativa para o Brasil. A distância da produtividade nos Serviços era ainda maior: 60%, 70% e 80%, respectivamente.

⁶ Utiliza-se o valor de 2008 e não o de 2009 para a comparação, dado que 2009 foi um ano bastante excepcional, em decorrência do efeito da crise econômica sobre o valor adicionado.

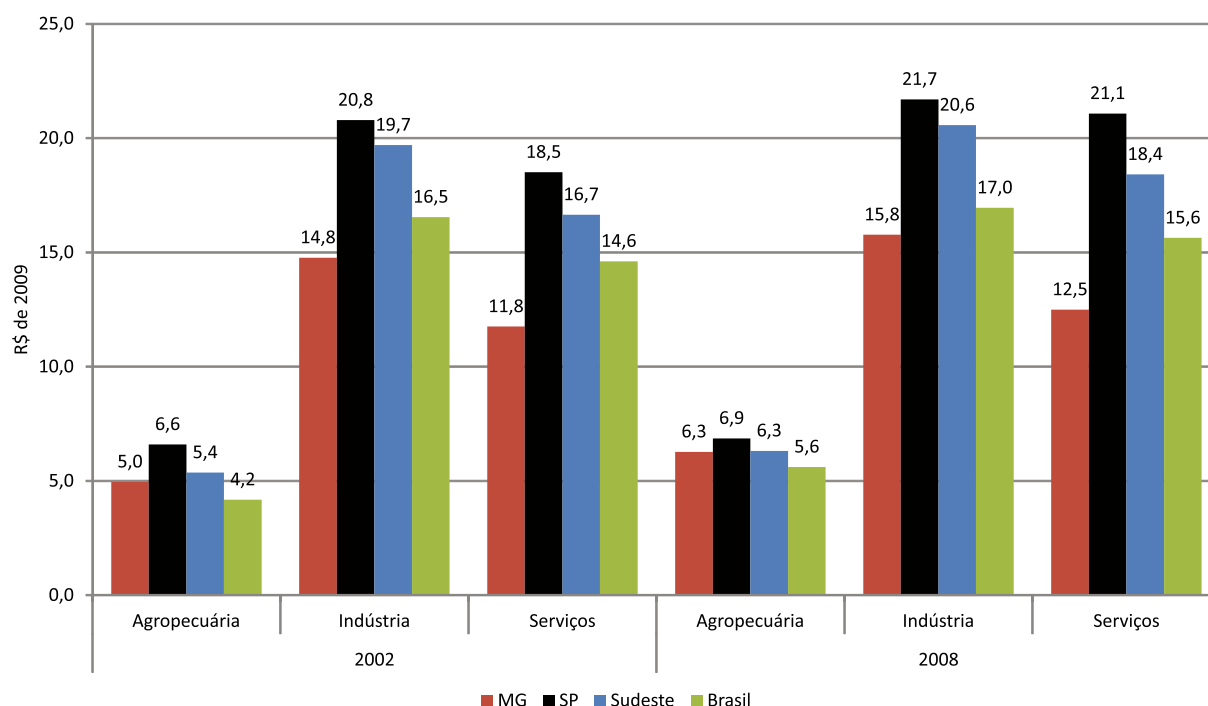


Gráfico 26 – Produtividade do trabalho por setor de atividade – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2002 e 2008).

Fonte: PNAD/IBGE.

Como já visto anteriormente, a proporção de trabalhadores ocupados na Agropecuária é relativamente maior em Minas Gerais. Isso se reflete de forma direta no número de horas trabalhadas, como mostra o Gráfico 27. Observa-se que 20% das horas trabalhadas pelos ocupados de Minas Gerais estavam alocadas no setor agropecuário em 2002, percentual que passou para 17% em 2008. Na comparação com São Paulo e Sudeste, verifica-se que o trabalho em Minas Gerais está sobre-representado na Agropecuária e sub-representado na Indústria e nos Serviços.

Tendo tudo isso em vista, pode-se dizer que a produtividade do trabalho em Minas Gerais é relativamente mais baixa do que a de São Paulo, Sudeste e Brasil por dois motivos. O primeiro motivo está relacionado ao peso do trabalho no setor agropecuário em Minas Gerais. Embora o estado seja mais produtivo que a média nacional nesse setor, em relação aos outros dois setores, a agropecuária é sempre menos produtiva. O segundo motivo para a baixa produtividade do trabalho em Minas Gerais decorre do fato de que sua produtividade do trabalho nos setores industrial e de serviços está aquém da média nacional.

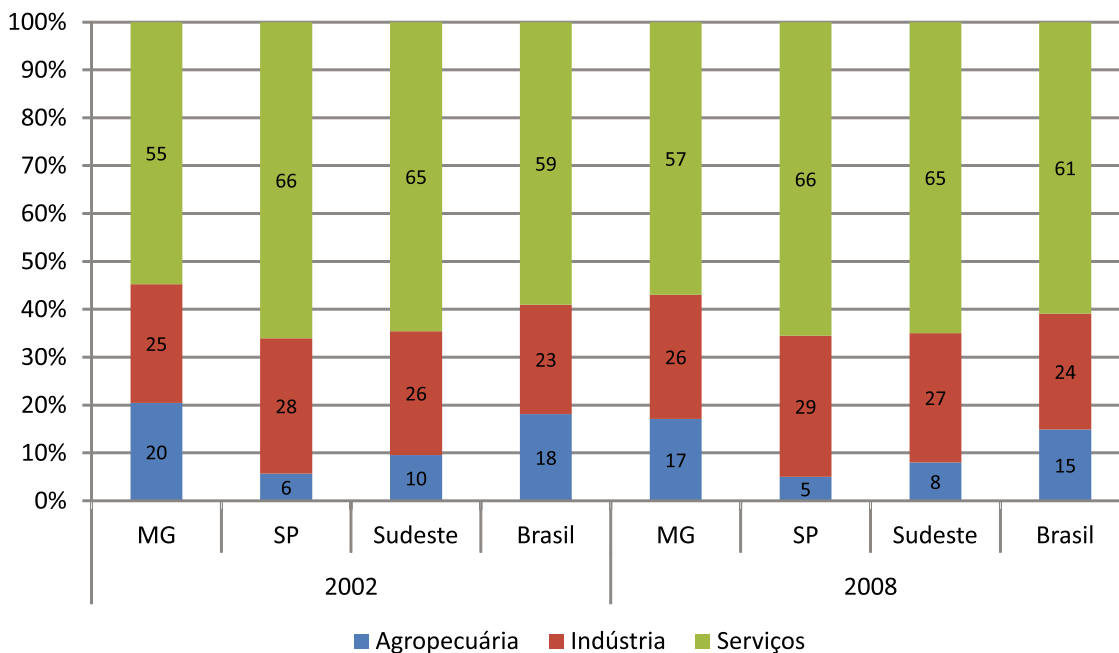


Gráfico 27 – Distribuição das horas trabalhadas por setor de atividade – Minas Gerais, São Paulo, Sudeste e Brasil (2002 e 2008).

Fonte: PNAD/IBGE.

Cruz e Gonçalves (2012) investigaram com maior profundidade as causas da diferença de produtividade entre Minas Gerais e as regiões consideradas através de uma análise *shift-share*. Os autores mostram que a componente tecnológica, que capta as diferenças intrasetoriais de produtividade, explicaria aproximadamente 73% da diferença de produtividade entre o estado e o Brasil. Já a componente alocativa, que capta as diferenças intersetoriais de produtividade, explicaria os 27% restantes.

Verifica-se, então, que o hiato de produtividade em Minas Gerais decorre mais da diferença de produtividade entre os setores, do que da alocação desfavorável dos trabalhadores entre eles ou, mais especificamente, da grande participação do setor agrícola nas horas trabalhadas pelos mineiros. Constata-se, ainda, que os setores mais determinantes para a desvantagem de Minas Gerais em relação às demais unidades geográficas são as indústrias extrativa e de transformação, o comércio e o setor financeiro.

9 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nestas considerações finais, destacam-se alguns pontos observados na evolução da estrutura do mercado de trabalho de Minas Gerais, nos últimos anos, que merecem mais atenção.

Observou-se que a força de trabalho mineira vem se tornando mais madura, escolarizada e mais bem remunerada. Não obstante, prevalecem as diferenças estruturais em relação ao Brasil, Sudeste e São Paulo. Os ocupados de Minas Gerais possuem menor nível de escolaridade, recebem menores salários e também são menos produtivos.

A distribuição dos ocupados por setor de atividade em Minas Gerais é muito próxima da estrutura do Brasil. No entanto, percebe-se claramente uma sobre-representação do setor Agrícola no estado, embora, nos últimos dez anos, tal sobre-representação tenha se reduzido diante do crescimento das participações da Construção Civil, Comércio e Serviços.

Constatou-se, também, que o emprego formal cresceu consideravelmente em Minas Gerais. Verificou-se queda na informalidade, com redução do número de trabalhadores informais em todas as posições na ocupação, principalmente dos trabalhadores não remunerados. O crescimento do emprego formal teve destaque nos setores da Construção Civil, Comércio e Serviços e nas regiões Noroeste e Norte do estado. A informalidade caiu em Minas, mas ainda mantém grande distância do grau de formalização do mercado de trabalho de São Paulo e Sudeste.

Como consequência de um crescimento econômico um pouco mais acelerado e uma elevação mais lenta da PEA, principalmente nos últimos anos, a taxa de desocupação caiu ao longo de toda a última década. Minas Gerais passa a apresentar taxa de desocupação menor do que as principais economias estaduais. A desocupação no estado caiu em termos absolutos e a principal mudança na composição do grupo de desocupados é a maior participação dos menos escolarizados.

Dentre as regiões de planejamento, Jequitinhonha/Mucuri, Norte e Rio Doce mantêm a condição de regiões com mercado de trabalho pouco dinâmico. Preocupam as baixas taxas de atividade e o alto desemprego no Norte e no Rio Doce. Dentre as regiões de planejamento, esta última apresentou o menor crescimento do emprego formal entre 2001 e 2011. Ferreira *et al.* (2012) destacam que estas duas regiões, assim como o Jequitinhonha/Mucuri, estão reduzindo sua participação no total de habitantes de Minas Gerais, o que possivelmente, seria consequência de uma intensa emigração da população dessas regiões em direção a áreas com melhores oportunidades em termos de mercado de trabalho. Não obstante, por ser a região mais populosa, o maior número de desocupados está na região central do estado, especialmente na RMBH.

Em decorrência do crescimento real do salário mínimo, os últimos dez anos foram marcados por grande crescimento do rendimento do trabalho em todo o Brasil. Em Minas Gerais, esses ganhos reais de rendimento foram ainda mais significativos. Assim, observa-se uma considerável redução das diferenças do rendimento médio recebido pelos ocupados no estado em comparação com Brasil, Sudeste e São Paulo. Também se verifica a redução da diferença de rendimento entre os ocupados de Minas Gerais, medida por índices de desigualdade. Os ganhos salariais foram mais intensos para os menos escolarizados. Entre os mais escolarizados, o rendimento real chega a cair.

No entanto, os ganhos de rendimento obtidos entre 2001 e 2011 não foram acompanhados por ganhos de produtividade. A produtividade do trabalho cresceu muito pouco nos últimos anos e a diferença desfavorável para Minas em relação ao Brasil, São Paulo e Sudeste foi mantida. O peso do setor agrícola na economia, sendo um setor de produtividade relativamente mais baixa, explica apenas parcialmente a posição do estado em relação à produtividade do trabalho. O hiato de produtividade em outros setores da economia mineira tem uma importância mais considerável na posição do estado frente a outras unidades geográficas.

Por fim, em um contexto de desaceleração do crescimento populacional, devido à baixa taxa de fecundidade, que, em 2010, ficou abaixo da taxa de reposição em Minas Gerais (1,8 filhos por mulher), e de incerteza em relação à evolução das taxas de atividade, vislumbra-se um cenário próximo de restrição ao crescimento da força de trabalho. Como mostrado por Ferreira *et al.* (2012), embora a conjuntura atual seja favorável, com progressiva redução da razão de dependência em todas as mesorregiões do estado, a perspectiva é de que essa razão comece a subir já nesta década, devido ao aumento do número de idosos e diminuição da entrada de jovens na força de trabalho. Esse “bônus demográfico” avançaria até por volta de 2030 apenas no Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas, regiões que enfrentam graves problemas como a migração da população em idade produtiva e a baixa escolaridade de seus habitantes.

Esse cenário, que, em maior ou menor grau, é observado para todo o Brasil, pode ser ainda mais crítico para Minas Gerais, tendo em vista as altas taxas de ocupação do estado. A elevação do rendimento dos trabalhadores é um dos primeiros sinais de restrição da oferta mão de obra. Se não acompanhado de elevação da produtividade, como se observa atualmente, o crescimento do rendimento representa aumento de custos e perda de competitividade da economia. É possível que a escassez de trabalhadores seja amenizada pelo fluxo migratório de regiões menos dinâmicas. No entanto, mais do que nunca, o estado de Minas Gerais é desafiado a aumentar a produtividade da sua força de trabalho sob pena de perda de competitividade, restrição ao crescimento econômico e ao desenvolvimento do estado.

ABSTRACT

The article analyzes the recent evolution of the labor market in Minas Gerais, comparing it mainly to São Paulo, Brazil and Southeast. Results are presented concerning the composition of the Economically Active Population (PEA) and the employed population, the situations of unemployment and informality and the income and productivity of workers. Among the results, we highlight the fact that the workforce of Minas Gerais is becoming more mature, educated and better paid; sharp growth of labor income, especially the ones with lower income, in contrast to the slow evolution of productivity; and the marked differences between regions of the state.

Key-Words: Labor market, Minas Gerais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, José Eustáquio D., VASCONCELOS, Daniel de S. CARVALHO, Angelita Alves de. A. *Estrutura etária, bônus demográfico e população economicamente ativa no Brasil: cenários de longo prazo e suas implicações para o mercado de trabalho*. Brasília: CEPAL/IPEA, 2010. (Texto para Discussão Cepal-Ipea, n. 10).
- PAGÉS, Carmem (Ed.). *La era de la Productividad: Cómo transformar las economías desde sus cimientos*. Washington: Banco Interamericano de Desarrollo, 2010.
- CORSEUIL, Carlos Henrique L.; REIS, Maurício C. Uma definição alternativa para ocupação informal. In: *Boletim mercado de trabalho: conjuntura e análise*, v.16, n.46, fev. 2011, p. 29-35. (Nota Técnica. Ipea)
- CRUZ, Gabriela Freitas da, GONÇALVES, Éber. Análise comparativa da produtividade do trabalho em Minas Gerais no período 2004-2009. In: *Seminário sobre a Economia Mineira*, 15, 2012, Belo Horizonte. *Anais...* Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2012.
- FERREIRA, Frederico Poley M. *et al.* População e políticas públicas: tendências e cenários para Minas Gerais. *Cadernos BDMG*, n. 21, p. 55-85, out. 2012.
- BARBOSA, Ana Luiza *et al.* PNAD 2011: Primeiras Análises sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro. Brasília, IPEA, out. 2012. 31 p. (Comunicados do Ipea, 156)
- CAMARANO, Ana Amélia. KANSO, Solange. Tendências demográficas mostradas pela PNAD 2011. Brasília: IPEA, 2012. 28 p. (Comunicados do Ipea, 157)
- MENEZES FILHO, Naércio A., MENDES, M., ALMEIDA, Eduardo S. de. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? *Revista Brasileira de Economia*, vol.58 no.2, p. 235-248. jan./jun 2004.
- NONATO, Fernanda J. A. P. *et al.* O perfil da força de trabalho brasileira: trajetórias e perspectivas. In: *Boletim mercado de trabalho: conjuntura e análise*, v.17, n.51, maio 2013, p. 29-41. (Nota Técnica. Ipea)
- RAMOS, Lauro. AGUAS, Marina F. F., FURTADO, Luana M. de Souza. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do status socioeconômico das famílias. *Economia Aplicada*, v. 15 n. 4, p. 595-611, out./dez. 2011., 2011.
- MOREIRA, Rafael de Farias Costa, SCHERMA, Márcio Augusto (Coord.) Perfil do micro-empendedor individual 2012. Brasília: Sebrae, 212. 62 p. (Estudos e Pesquisas).
- TOMÁS, Maria Carolina, OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto C. de, RIOS-NETO, Eduardo Luiz G. Adiamento do ingresso no mercado de trabalho sob o enfoque demográfico: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos de População*. São Paulo, v. 25, n. 1, p. 91-107, jan./jun. 2008.
- ULYSSEA, Gabriel, FOGUEL, Miguel N. Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro. Rio de Janeiro, IPEA, 2006. 12 p. (Texto para discussão. Ipea, 1168).

NORMAS DE PUBLICAÇÃO

O “Cadernos BDMG” abre espaço para publicações de temas relacionados ao desenvolvimento socioeconômico de Minas Gerais e do Brasil. Os trabalhos serão encaminhados para o Conselho Editorial que decidirá sobre sua aceitação ou recusa.

A revista estabelece as seguintes recomendações para a publicação de trabalhos:

Os trabalhos deverão ter entre 15 e 30 páginas e sua estrutura deverá estar de acordo com os critérios estabelecidos abaixo:

1. *Título do artigo*: será centralizado, devendo expressar de forma clara e precisa, o conteúdo geral do artigo. Pode ser completado por um subtítulo diferenciado tipograficamente, ou separado por dois-pontos. O título em inglês é opcional e deverá preceder o resumo em língua inglesa.
2. *Autores*: o(s) nome do(s) autor(es) virão por extenso, abaixo do título à direita, acompanhado(s) de um breve currículo que os qualifique na área de conhecimento do artigo. O(s) currículo(s) (suas qualificações e instituição a qual é vinculado, endereço postal e eletrônico) do(s) autor(es), deve(m) aparecer em notas de rodapé;
3. *Resumo*: em português e em inglês, não ultrapassando 250 palavras (NBR 6028). O Resumo em português virá logo abaixo do nome do autor. O resumo em inglês – *Abstract* - virá logo após a conclusão do trabalho.
4. *Palavra(s)-chave*: em português e em inglês – *Keywords*. As palavras-chave em português virão logo após o resumo em português, e, as em inglês, virão logo após o resumo em inglês, separadas entre si por ponto.
5. *Numeração de seção*: o número indicativo de seção precede o título da seção, alinhado à esquerda, dele separado por um espaço de caractere. (NBR 6024)
6. *Títulos e subtítulos das seções*: deverão apresentar apenas a primeira letra em maiúscula, podendo ou não ser negritados.
7. *Citação*: a citação direta, de até três linhas, deve vir inserida no texto, entre aspas duplas e em itálico. A citação direta, com mais de três linhas, deve ser destacada com um recuo de 4 cm da margem esquerda. A fonte deverá ser menor do que o texto. O espaçamento entre linhas deve ser simples. Palavras estrangeiras deverão vir entre aspas. (NBR 10520)
8. *Referências*: obedecerão a NBR 6023 da ABNT. Têm espaçamento simples e duplo entre si, e devem vir em ordem alfabética de autor.

9. *Glossário, Apêndice e Anexo*: O apêndice é o texto ou documento elaborado pelo autor para complementar sua argumentação. O anexo é o texto ou documento não elaborado pelo autor para complementar sua argumentação. Deverão vir – se houver – depois das referências bibliográficas na ordem em que se apresentam acima.
10. *Ilustrações*: qualquer que seja seu tipo (desenhos, quadros, tabelas, mapas e outros) deverão se restringir ao absolutamente necessário à clareza do texto, e estarem localizadas as mais próximas possíveis do trecho a que se refere. Os títulos ou legendas devem ser claros e objetivos e deverão estar posicionados no texto abaixo do local onde será inserida a ilustração. Deverá vir em disquete/cd-rom à parte, e o arquivo deve receber o mesmo título ou legenda já inseridos no texto. Deverão estar em formato TIFF ou EPS em alta resolução (400dpi).
11. *Sigla*: quando aparece a primeira vez no texto, a forma completa do nome precede a sigla, colocada entre parênteses.
12. *Formato*: Os trabalhos deverão ser digitados em Word for Windows, fonte: Times New Roman; tamanho: 12; Folha: A4 (21,0 cm x 29,7 cm); espaçamento 1,5; margem esquerda e superior de 3,0 cm, margem direita e inferior de 2,0 cm.

Os artigos poderão ser enviados por e-mail ou por correio.

Por e-mail: dpe@bdmg.mg.gov.br com o assunto: Cadernos BDMG

Via correio: em disquete ou cd-rom para:

Banco de Desenvolvimento do Estado de Minas Gerais, D.PE – Cadernos do BDMG.
Rua da Bahia, 1.600 – Bairro Lourdes, 30160.907 – Belo Horizonte – MG

Os artigos assinados são de responsabilidade do(s) autor(es).



Rua da Bahia, 1600 - Bairro de Lourdes
Tel. (31) 3219-8154
CEP 30160-907, Belo Horizonte - MG
www.bdmg.mg.gov.br